Document de travail n° 44

Taux naturel, cycles de cicatrisation, chocs, persistance et hystérésis

R. S. Preston, Haider Saiyed
et Andrew Burns
avec l'aide de P. Nevin

1992

ISSN 1180–3495

93-00123/

Taux naturel, cycles de cicatrisation, chocs, persistance et hystérésis

Les résultats publiés dans le présent document demeurent l'entière responsabilité des auteurs.

Table des matières

Introduction	1
Grandes lignes du document	3
Certains faits observés	5
Le modèle théorique	7
L'équation du taux naturel agrégé	9
Sources de données	11
La variable composite de groupe d'âge	13
Étude préliminaire de la variable dépendante retardée et de l'effet composite de groupe d'âge	14
Régressions de vérification	15
Estimations finales	16
Le groupe d'âge des 15-24	17
Évolution de la simulation statistique et dynamique de la période d'échantillonnage	22
Le modèle de taux naturel dynamique	23
Évolution pendant la période d'échantillonnage – le taux naturel	23
Les réponses du modèle aux chocs	24
Sommaire des résultats	25
Conclusions	26
A Modèle de taux naturel agrégé	73
B Variable composite de groupe d'âge	77
C Équations: Modèle dynamique de taux naturel	79
Notes	81
Liste des tableaux et des figures	85

Il y a dans les affaires des hommes une vague qui mène
à la fortune lorsqu'on se lance à marée haute.
À défaut de cela, toute leur vie est une longue traversée
retenue par les hauts fonds et les malheurs.

Jules César V-iii-218

Introduction

Il y a près de 20 ans, Arthur Okun a déclaré que « Le choix d'une cible globale d'utilisation des ressources reste l'un des problèmes clés auquel les décideurs publics et les macroéconomistes doivent faire face. De toute évidence, l'utilisation plus poussée de la main-d'œuvre et du capital amène des bénéfices sous forme de revenus, de production et d'emplois supplémentaires; simultanément, elle impose très nettement des coûts en accentuant les tendances inflationnistes. Divers économistes ont une vue très différente de ces bénéfices et de ces coûts[1]. » Okun a poursuivi et insisté que « le chômage n'est que la partie visible de l'iceberg qui se forme dans une économie froide... dans une économie froide, il se produit une dégradation de la main-d'œuvre. » Dans une économie froide, les travailleurs hautement qualifiés évitent le chômage en acceptant des emplois de qualité moindre et (ou) moins productifs. Dans une économie à forte pression, il est possible de gravir l'échelle. Ceux qui tenaient auparavant de moins bons emplois passent à de meilleurs emplois, laissant du même coup la place à ceux dont le métier est moins rémunérateur. Dans une économie froide, cette échelle n'existe pas, ou alors ses barreaux sont brisés, ce qui se traduit par des chances d'avancement moindres et, pis encore, par une érosion du capital humain, une réduction de la participation au marché du travail et (ou), pour ceux qui sont touchés, une réduction permanente des taux de maintien de l'emploi.

Longtemps, les économistes du marché du travail ont pensé que ce qu'a décrit Okun en 1973 constituait le paradigme correct. La présence de possibilités est un facteur clé non seulement à long terme, mais également à court terme. La situation du marché du travail pour une personne jeune pourrait avoir des répercussions permanentes sur l'emploi pendant le cycle de vie. Une économie qui fonctionne bien permettrait à un groupe d'âge jeune d'être mieux préparé à soutenir les chocs ou les cycles futurs.

Okun a cité Henry Wallich[2], selon qui on pouvait classer les macroéconomistes en défenseurs d'une exploitation à haute pression ou à basse pression de l'économie. Dans son discours présidentiel de 1968 devant l'American Economics Association, Milton Friedman a lancé une idée qui, de temps à autre, a dominé les débats d'ordre public entre ces deux groupes[3]. Même de nos jours, leur base commune de discussion demeure le concept du taux naturel de chômage selon Milton Friedman. Plus récemment, le taux naturel est

devenu un pivot, c'est-à-dire un élément clé, dans la formulation de la politique publique au Canada.

À la fin des années 80, la politique macroéconomique s'est sans le moindre doute articulée (et le reste encore aujourd'hui) autour du pivot du taux naturel. Plus récemment, la politique monétaire de la période 1987 à 1990 a été orientée par la croyance que seul le changement structurel influe sur le taux naturel. Ce point de vue part du principe que le cycle économique n'exerce aucune influence sur l'équilibre ou sur le taux naturel de chômage. Ainsi, on pense que le fait de creuser l'écart de la production (ce qui provoque du chômage) afin de juguler l'inflation n'a que des effets provisoires, et qu'aucune conséquence permanente à long terme ne pourra en résulter. En bref, les coûts transitoires d'une baisse du taux d'inflation sont plus que compensés par les avantages à long terme. Un taux naturel, indifférent aux chocs et aux cycles de la demande, semble contredire les idées d'Okun sur ce qu'une économie froide fait naître dans ses profondeurs – c'est-à-dire une modification fondamentale de la participation au marché du travail, des niveaux de compétence et des possibilités, dont l'impact pourrait se répercuter d'une génération à l'autre.

Une partie de la contradiction entre, d'une part, une politique qui prend le taux naturel comme pivot et, d'autre part, l'incidence qu'une économie froide pourrait avoir sur ce même taux relève de l'échelle temporelle des responsables de l'élaboration des politiques. Pour ces derniers, l'horizon temporel est habituellement court; ce à quoi pensait Okun pourrait prendre toute une génération avant d'éclore. À partir d'une telle échelle temporelle, il n'est pas facile de faire la relation de cause à effet.

Dans son acception pure, l'équilibre est un concept intemporel. Le fait qu'il soit intemporel est la raison même qui lui donne son attrait comme pivot. Il existe cependant des problèmes, et ce à trois niveaux. *Premièrement*, un choc du côté de la demande pourrait éloigner une économie et son taux de chômage du taux naturel (sans toucher au taux naturel), mais l'horizon temporel nécessaire pour retrouver l'équilibre pourrait être long, disons de cinq à dix ans, voire davantage. *Deuxièmement*, un choc ou un cycle pourrait non seulement éloigner l'économie de son taux naturel, mais aussi influer sur le taux naturel proprement dit pendant une certaine période limitée. Ce problème devient critique s'il faut beaucoup de temps pour que l'équilibre (le taux naturel) et l'économie se rétablissent à leurs niveaux précédents[4]. Le *troisième* problème est le plus sérieux. Une fois que l'économie et le taux naturel ont été perturbés par un choc de la demande, il se peut qu'ils ne reviennent jamais à leurs positions antérieures parce que l'équilibre proprement dit a changé définitivement.

Le premier niveau de problème s'appelle la *persistance*. La traînée du taux de chômage qui s'est produite à la fin des années 50 et au début des années 60,

puis à nouveau après le fléchissement observé en 1981 et 1982 en constituent des exemples. Le deuxième niveau peut être qualifié de *pseudo-hystérèse*. Il diffère du premier en ce que le choc de la demande agit sur le taux naturel proprement dit et que le retour à la *position originale d'équilibre* est long – dans notre cas, on parle d'une génération. Le problème le plus sérieux, évidemment, est celui de *l'hystérèse pure* – l'idée qu'une perturbation peut avoir une influence permanente sur l'équilibre[5].

Dans un régime de persistance, ce qu'il en coûte pour juguler l'inflation en ouvrant l'écart de production est limité, et si l'on comble rapidement cet écart, les coûts de l'utilisation de cette méthode de lutte contre l'inflation sont acceptables. Dans un régime de pseudo-hystérèse, non seulement le coût de l'ouverture de l'écart augmente-t-il de façon spectaculaire, mais il est facile de se tromper dans son évaluation. Dans un régime d'hystérèse pure, les coûts sont infinis dans la mesure où le taux de chômage ne revient jamais à son niveau original.

Le problème d'un taux naturel glissant a récemment été relié aux changements structurels du côté de l'offre qui ont lentement modifié le taux d'équilibre dans le temps. Mais l'idée que le taux naturel est sensible au cycle a été systématiquement rejetée. Dans un régime de pseudo-hystérèse, si l'horizon temporel est assez long, les cycles ou les chocs du côté de la demande n'influent pas sur le taux naturel; toutefois, lorsque l'horizon temporel se raccourcit, le taux naturel proprement dit devient un pivot glissant, parfois entrelacé avec le taux réel de chômage et impossible à l'en distinguer. Dans ces circonstances, il se peut que la taille de *l'écart réel* ouvert dans le but de juguler l'inflation ne soit pas égale à la taille de *l'écart prévu*.

Dans le présent document, nous décrivons un modèle de taux naturel désagrégé par groupe d'âge, qui produit sous sa forme agrégée une pseudo-hystérèse sur une échelle temporelle mettant en doute la validité de la politique d'une ouverture d'écart comme moyen de juguler l'inflation. Le modèle comporte un certain nombre d'incidences importantes sur le plan des politiques. Il nous amène à penser que cette méthode de lutte contre l'inflation est trop coûteuse. D'autre part, les incidences sur la formation professionnelle, sur le niveau de compétence au moment de l'entrée dans la vie active et sur la mise en valeur des ressources humaines comme caractéristique permanente de la politique du marché du travail sont déterminantes pour les résultats.

Grandes lignes du document

Nous commençons par la simple observation d'un fait. Les données de l'Enquête sur la population active au Canada, lorsqu'on les « empile » par âge et par sexe, nous amènent à penser que $\text{Log}(u_t^{ws}) = \text{Log}(u_{t-1}^{ws}) + \text{Log}(n_t)$, où u_t^{ws}

est un taux pondéré de chômage « empilé » (par âge et par sexe) et $\log(n_t)$ est l'erreur, compte tenu que $E\{\log(n_t)\} = E\{\log(n_t) \text{ et } \log(n_{t-1})\} = 0$. En d'autres termes, ce sont les données historiques plutôt que la force d'attraction de l'équilibre qui déterminent u_t^{wg} 6.

Nous présentons ensuite un modèle théorique du taux de chômage fondé sur le groupe d'âge, modèle qui a été étalonné et simulé. L'un des résultats fondamentaux de cet exercice, c'est qu'un signal d'entrée dépourvu de tendances (le cycle économique) produit un signal de sortie (le taux de chômage) pourvu d'une tendance.

Dans la section suivante, nous examinons un certain nombre d'incidences économétriques qui apparaissent lorsqu'on agrège les taux de chômage par groupe d'âge issus de ce modèle. Si les hypothèses du modèle sous-jacent se confirment, le taux agrégé de chômage produit par ce modèle comporte une structure et un horizon temporel rétrospectif qui est tributaire de l'« histoire ». En particulier, *l'histoire* ou l'expérience du marché du travail à l'entrée d'un groupe d'âge joue un rôle clé pour déterminer le taux de chômage agrégé actuel et futur dans ce modèle.

Dans la section suivante, nous évaluons une variante de ce modèle à l'aide de techniques de variables apparemment sans relations, en nous appuyant sur les principes exposés dans le modèle théorique. Le modèle est nouveau, car l'Enquête sur la population active constitue la *seule* source de données sur les taux de chômage. Le modèle estimatif est un modèle de taux naturel désagrégé par âge et par sexe pour la période allant de 1953 à 1990 inclusivement. Le résultat nouveau des travaux empiriques se traduit par la signification statistique d'une variable qui produit une élasticité positive à long terme entre le taux de chômage courant d'un groupe d'âge et le taux de chômage du même groupe 10 ans auparavant, ce qui donne à penser que le taux de chômage d'une génération dépend de *l'expérience précédente en matière de chômage de cette même génération.*

Ainsi donc, l'expérience des personnes âgées de 25 à 34 ans dépend, entre autres choses, de l'expérience des personnes âgées de 15 à 24 ans 10 ans plus tôt, et ainsi de suite. La signification statistique de ce coefficient tient à la présence d'une variable dépendante retardée et à la présence de variables cycliques et structurelles. Cela implique que le taux agrégé de chômage dépend spécifiquement des antécédents de travail de ceux qui constituent la population active aujourd'hui, en particulier du taux de chômage de chacun des groupes d'âge au moment de l'entrée sur le marché du travail, pondéré en fonction de la part (actuelle) de ce groupe dans la population active.

La section suivante du document traite des incidences dynamiques de cette structure sur l'équation du taux naturel agrégé en présence de chocs extérieurs

et de cycles. Les résultats clés que nous avons observés sont la conséquence directe de l'effet de dépendance (sur le groupe d'âge entrant dans la vie active). Bien que la structure ne rejette pas l'existence d'un taux d'équilibre du chômage (le taux naturel) *à très long terme*, auquel le modèle revient effectivement si on le laisse sans intervention après un choc initial, la structure de dépendance du groupe d'âge produit une pseudo-hystérèse sur une échelle temporelle qu'il n'est pas possible de distinguer de la réalité lorsque l'horizon de politique n'est que d'une décennie, ou peut-être plus court. Les crêtes et les creux du taux réel de chômage ainsi que le taux naturel s'élèvent au-dessus de l'équilibre en présence de chocs cycliques à répétition. En outre, lorsqu'ils retournent finalement à l'équilibre, le taux naturel et le taux réel de chômage s'entrelacent. Dans ces conditions, la *taille réelle* de l'écart n'est pas forcément la *taille observée* de cet écart.

La dernière section traite des incidences de ces constatations sur la politique publique. Les incidences revêtent une importance fondamentale pour la gestion de la demande. La présence de pseudo-hystérèse fait du taux naturel un pivot glissant. La question de la cicatrisation à l'entrée sur le marché du travail justifie l'établissement de politiques du marché du travail axées sur la formation, sur l'atteinte d'un niveau de scolarité adéquat avant l'entrée dans la vie active et sur une gestion macroéconomique qui évite l'ouverture de l'écart comme moyen de lutte contre l'inflation. Il en découle que le dégagement d'un consensus relatif aux embûches de l'inflation constitue une bien meilleure façon de remédier au problème. Bien entendu, cela ne nie pas à la politique monétaire un rôle clé dans la *prévention de l'inflation*. Cela donne effectivement à penser qu'il *faut trouver le remède dans une politique différente de celle qui s'attache à l'ouverture d'écarts.*

Certains faits observés

Si l'on empile les données de l'Enquête sur la population active (concernant le chômage) par âge et par sexe (en pondérant chaque observation par sa part dans la population active) sur une seule colonne (d'année en année pour la période de 1973 à 1990), la régression log/log de u_t^{wz} sur u_{t-1}^{wz} (la constante étant supprimée) se traduit par une élasticité de 0,995 ($t = 131$). En incluant la constante, on obtient 0,998 ($t = 89{,}6$), pour une constante non significative de 0,01269 ($t = 0{,}47$).

Cela permet de penser que

$$\text{Log}(u_t^{wz}) = \text{Log}(u_{t-1}^{wz}) + \text{choc}. \qquad (1)$$

Cela indique que les taux de chômage au Canada sont ce qu'ils étaient l'an dernier plus un choc. Si le choc suit une distribution indépendante et identique, la moyenne étant zéro, $\text{Log}(u_t^{wz})$ suivra un trajet aléatoire[7].

L'idée que les taux de chômage suivent un trajet aléatoire est incompatible avec la notion d'existence d'un taux naturel de chômage u^* indifférent aux chocs de la demande, mais uniquement sensible à des pressions lentes du côté de l'offre. Les modèles du taux naturel rejettent la notion que le cycle puisse avoir une influence quelconque sur l'équilibre. Dans ce sens, le taux naturel est un concept intemporel indépendant du nombre de cycles subis ou de la position du cycle en cours.

Dans ces circonstances, étant donné une élasticité de 1,0 pour u_t^{WS} *WST* u_{t-1}^{WS}, les défenseurs de l'hypothèse du taux naturel s'efforceraient de trouver des corrélations qui réduisent le coefficient de la variable dépendante retardée à une valeur inférieure à 1. Le cas échéant,

$$\text{Log}(u_t^{WS}) = \beta \text{ Log}(u_{t-1}^{WS}) + \lambda \text{ Log}(\text{cycle}_t) + \alpha + v_t \qquad (2)$$

et $u_t^{WS} = u_{t-1}^{WS} = u^*$.

$$\text{Log}(u^*) = \alpha(1-\beta)^{-1} + (1-\beta)^{-1} \lambda \text{ Log}(\text{cycle}_t) + v_t^*. \qquad (3)$$

En imposant la condition que le cycle ait atteint sa crête lorsque $C^* = (1-\beta)^{-1} \lambda$ Log(crête), nous obtenons

$$\text{Log}(u^*) = \alpha (1-\beta)^{-1} + C^*. \qquad (4)$$

Ainsi, u^* est sensible à des forces qui ne s'exercent que sur α. Par contre, lorsque nous ajoutons $\text{Log}(\text{cycle}_t)^8$ à la régression originale et libérons la constante, nous obtenons l'équation suivante :

$$\begin{aligned} \text{Log}(u_t^{WS}) &= \underset{(96)}{0{,}995} \text{ Log}(u_{t-1}^{WS}) - \underset{(6{,}1)}{2{,}100} \text{ Log}(\text{cycle}_t) + \underset{(6{,}1)}{9{,}291} \\ \bar{R}^2 &= 0{,}9783 \\ SEE &= 0{,}2454 \\ DW &= 2{,}34. \end{aligned} \qquad (5)$$

Ce résultat est surprenant, car il indique que la prise en considération du cycle ne réduit par le coefficient de la variable dépendante retardée. Une fois de plus, il semble que u_t^{WS} suive un trajet aléatoire au gré du cycle, mais sans tendre vers un équilibre unique. Lorsque le cycle est à sa crête, le taux de chômage reste soumis à l'influence de son niveau de l'année précédente compte tenu d'une élasticité de 1. Ainsi donc, les données semblent rejeter l'idée d'un taux naturel et l'histoire semble être le facteur déterminant. Le présent document vise à montrer non seulement que l'idée de l'importance de l'histoire et le concept intemporel du taux naturel peuvent coexister, mais aussi que le fait de composer avec l'histoire rend le taux naturel beaucoup moins naturel qu'on ne le pensait jusqu'ici.

Le modèle théorique

La théorie repose sur une idée simple. Le taux de chômage d'un groupe d'âge quelconque – celui des 35 ans disons – dépend non seulement de la conjoncture et (ou) de la présence ou de l'absence de changements structurels, mais encore de trois éléments (différents) d'information sur l'état du marché du travail. Pour illustrer cette idée, prenons le cas des personnes âgées de 35 ans. Entre autres choses, le taux dépend (1) du taux de chômage chez les personnes *âgées de 35 ans il y a un an*, (2) du taux de chômage chez les personnes qui avaient *34 ans il y a un an*, et (3) du taux de chômage de celles qui étaient âgés de *15 ans il y a 20 ans*. Les personnes qui avaient 15 ans il y a 20 ans ont actuellement 35 ans, et celles qui avaient 34 ans il y a un an ont actuellement 35 ans. Ces deux variables expriment l'expérience historique de ceux qui sont entrés dans la vie active à un moment donné, tandis que la valeur retardée du taux de chômage des personnes âgées de 35 ans exprime le processus d'ajustement mais non pas l'histoire du groupe d'âge. *C'est le fait de séparer le processus d'ajustement (celui-ci a constitué une caractéristique habituelle des modèles de taux naturel) des répercussions de l'histoire au moment de l'entrée dans la vie active (ou à tout autre moment) qui donne de l'originalité au présent modèle*[9].

Par exemple, supposons que $u(i)$ soit le taux de chômage du groupe d'âge i, que $u(i-1)$ soit celui du groupe d'âge $i-1$ (pendant la même période), que $u(i)_{-1}$ soit celui de l'i^e groupe d'âge l'année précédente, et que $u(i-1)_{-1}$ soit le taux du groupe d'âge $i-1$ l'année précédente. On voudra bien noter que $u(i-1)_{-1}$ et $u(i)$ sont des taux représentatifs du même groupe de personnes, celles qui dans un sens historique ont eu la même expérience du marché du travail. Tel n'est pas le cas de $u(i)$ et de $u(i)_{-1}$. Les personnes qui constituent $u(i)$ n'appartiennent pas au même groupe que celles qui constituent $u(i)_{-1}$, car les personnes qui avaient 35 ans l'année dernière ont 36 ans cette année. Cette idée est primordiale pour l'analyse.

L'analogie est celle d'un homme qui filme une ligne mobile de personnes à l'aide d'une caméra vidéo se trouvant à un point fixe. Il n'enregistre que ce qui se produit à un moment donné pour différents groupes à mesure qu'ils passent devant le point. Même s'il dispose de deux caméras (représentant les variables dépendantes actuelle et retardée) placées à différents points dans la ligne, il ne peut pas dire grand-chose sur l'« histoire » d'un groupe quelconque. Pour ce faire, il a besoin d'une caméra vidéo montée sur des rails qui se déplace avec la ligne (à la même vitesse). Cela lui permet d'enregistrer toute l'histoire d'un groupe d'âge de l'entrée à la sortie. Grâce à ce genre d'enregistrement, le cadreur peut déterminer si ce qui se produit actuellement a pour origine ce qui s'est passé précédemment dans un groupe précis dont la composition est constante (ou presque). Une fois de plus, la distinction se fait entre $u(i)$ et $u(i)_{-1}$ par comparaison à $u(i)$ et $u(i-1)_{-1}$.

Pour un marché du travail composé de n groupes d'âge, le système d'équations serait le suivant (toutes les variables sous forme logarithmique) :

$$
\begin{aligned}
u(1) &= c(1) + \alpha(1)\, CUR + v(1) \\
u(i) &= \lambda(i)\left[c(i) + \alpha(i)\, CUR + \beta(i)\ u(i-1)_{-1} + \varepsilon(i)\ u(1)_{-i+1}\right] \\
&\quad + (1 - \lambda(i))\ u(i)_{-1} + v(i) \\
& \qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad i = 2 \ldots n.
\end{aligned}
\tag{6}
$$

Où $u(1)$ est le taux de chômage du groupe d'âge des nouveaux actifs (chômage des jeunes), *CUR* représente le cycle, et les $v(i)$ sont les perturbations aléatoires $E(v(i)_t) = 0$, $E(v(i)_t, v(i-1)_t) = 0$, $E(v(i)_t, v(i)_{t-1}) = 0$). On voudra bien noter que $u(1)$ ne dépend que du cycle *CUR*. Les $i = 2 \ldots n$ sont des groupes de personnes plus âgées qui sont entrées dans la vie active à une date antérieure quelconque. Les variables $u(i-1)_{-1}$ et $u(1)_{-i+1}$ sont essentielles à la structure du présent modèle. Ce dernier est récursif, tant en ce qui concerne l'indice temporel t que l'indice de groupe d'âge i. Par conséquent, il est assez facile à simuler une fois qu'on connaît $c(i)$, $\alpha(i)$, $\beta(i)$, $\varepsilon(i)$ et $\lambda(i)$.

Pour illustrer une réponse dynamique clé de ce modèle, nous supposons que $\alpha(i) = 2{,}0$, $\beta(i) = 0{,}35$, $\varepsilon(i) = 1{,}0$ et $\lambda(i) = 0{,}7$. Une fois ces valeurs fixées (nous fixons également *CUR*, le taux d'utilisation de la capacité, 4 points au-dessus de sa moyenne), il est possible d'étalonner le système aux taux de chômage de 1990 pour les groupes d'âge de 15 à 24 ans, de 25 à 34 ans, de 35 à 44 ans, de 45 à 54 ans et de 55 ans et plus. Dans ces circonstances, le modèle étalonné produit un taux de chômage d'équilibre d'environ 7,5 %.

On obtient un résultat surprenant en assujettissant ce modèle à deux périodes consécutives et identiques de 30 ans de perturbation cyclique. En fait, ces deux périodes de 30 ans correspondent au trajet de l'utilisation de la capacité observée de 1960 à 1990. Le cycle représente le seul signal d'entrée dans le modèle, à l'exception de $v(i)$ qui suit une distribution indépendante et identique dont la moyenne est zéro. Fait à souligner, le signal d'entrée n'a pas de tendance. D'autre part, le signal de sortie (ou taux de chômage) obtenu par pondération égale du taux de chômage de tous les groupes d'âge a une propriété très intéressante. Ce résultat est clairement illustré à la figure 1 (voir les figures à la fin du texte).

Non seulement les crêtes et les creux s'écartent-ils de l'équilibre ou du taux naturel, mais encore la deuxième crête dépasse la première, tout comme le deuxième creux par comparaison au premier. En fin de compte, le retour à l'équilibre met environ 40 ans (une génération) à se produire. Ce résultat soulève un certain nombre de questions fondamentales, dont la plus évidente a trait à la structure de l'équation du taux naturel agrégé en présence de l'influence d'un tel processus au niveau du groupe d'âge individuel.

L'équation du taux naturel agrégé

L'équation du taux naturel agrégé peut s'obtenir à partir de (6) en pondérant chaque groupe d'âge selon le pourcentage de ses membres dans l'ensemble de la population active, puis en faisant l'addition transversale des groupes d'âge. Pour simplifier, nous avons postulé que tous les groupes d'âge ont une pondération égale. L'agrégation (pour la combinaison du groupe des 41 ans qui a servi à obtenir les résultats de la figure 1) produit :

$$\sum_{i=1}^{41} u(i) = c(i) + \alpha CUR + \lambda \left[\sum_{i=2}^{41} c(i) + \beta \sum_{i=2}^{41} u(i-1)_{-1} + \varepsilon \sum_{i=2}^{41} u(1)_{-i+1} \right.$$

$$\left. + \alpha \sum_{i=2}^{41} CUR \right] + (1-\lambda) \left[\sum_{i=2}^{41} u(i)_{-1} \right] + V. \tag{7}$$

Après un certain nombre de manipulations (voir l'annexe A), nous obtenons les résultats suivants :

$$u = \left[c(1) - \lambda\, c(1) + \sum_{i=1}^{41} c(i) \right] / 41 + \left[(\alpha + 40\alpha\, \lambda) / 41 \right] CUR$$

$$+ \left[(\lambda\, \beta + 1 - \lambda) / 41 \right] u_{-1} + \left[\varepsilon\, \lambda / 41 \right] \sum_{i=2}^{41} u(1)_{-i+1} \tag{8}$$

$$- \left[\lambda\, \beta / 41 \right] u(41)_{-1} - \left[(1-\lambda) / 41 \right] u(1)_{-1} + V.$$

Ce qui est important, c'est l'apparition de

$$\frac{1}{41} \sum_{i=2}^{41} u(1)_{-i+1} = URC \tag{9}$$

dans l'équation du taux naturel agrégé. Si nous n'avions pas utilisé de facteurs de pondération constants, cette variable aurait eu l'allure suivante :

$$\sum_{i=2}^{41} w(i)\ u(1)_{-i+1}, \tag{10}$$

où $w(i)$ sont les poids de la distribution *courante* de la population active entre les groupes d'âge. Ce résultat est intéressant en soi. Nous qualifions cette variable de *composite de groupe d'âge*. Il ne s'agit pas de la variable dépendante retardée, mais d'un résultat historique mobile des conditions à l'entrée de tous les actifs au moment t. Il doit être clair que les renseignements contenus dans cette variable diffèrent sensiblement de ceux que contient la variable dépendante retardée figurant également en (8). En outre, même si nous avons choisi l'entrée comme point d'observation, il est possible de se concentrer

sur n'importe quel point du passé à l'égard du groupe en question. Dans ces circonstances, l'indice de la variable composite de groupe d'âge glisserait simplement de 1 à k par exemple. Il en serait de même lorsque la ventilation de la population se fait par grands groupes comme c'est le cas avec l'Enquête sur la population active (par exemple les 15 à 24 ans, ou les 25 à 44 ans).

Pour démontrer l'importance exacte de la variable composite de groupe d'âge dans l'équation du taux naturel agrégé qui est exprimée implicitement par le présent exemple, nous utilisons les données produites par 100 simulations dynamiques distinctes avec perturbation stochastique de (6). Dans chaque simulation dynamique, $v(i)$ suit une distribution indépendante et identique, compte tenu d'une moyenne de zéro et d'une variance constante. Pour chacun des 100 essais (portant sur les 124 périodes commençant à $t = 41$), nous ajustons deux régressions par les moindres carrés. À partir de ces 100 essais, nous avons dérivé les valeurs escomptées des coefficients de u_{-1}, *URC*, *CUR* et de la constante. Les résultats sont présentés ci-dessous sous forme d'équation, la valeur escomptée de chaque coefficient étant consignée pour chacune des variables en question.

$$u = 0,74u_{-1} - 1,21CUR + 5,95. \tag{11}$$

$$u = 0,54u_{-1} + 0,64URC - 1,34CUR - [(0,7 \times 0,35)/41]u55up_{-1} - [0,3/41]u15_{-1} + 5,39. \tag{12}$$

Au cours des 100 essais, nous avons limité les coefficients de $u55up_{-1}$ et $u15_{-1}$ à leur valeur escomptée, car nous nous intéressons uniquement à la relation entre les coefficients de u_{-1} et de *URC*[10]. Ici, nous obtenons deux résultats importants.

Tout d'abord, *URC* (variable composite de groupe d'âge) contribue de façon importante à l'explication de la variance de u en présence de la variable cyclique et de la variable dépendante retardée. Cela n'a rien de particulier, car la structure sous-jacente indique qu'il doit en être ainsi. En second lieu, l'équation (8) nous indique ce que devraient être les coefficients agrégés de (12). La valeur escomptée du coefficient de u_{-1} est $\lambda\beta + 1-\lambda = 0,7 \times 0,35 + 1 - 0,7 = 0,54$. Celle de *URC* est $\lambda\varepsilon = 0,7 \times 1 = 0,7$ et celle de *CUR* est $(\alpha + 40\ \alpha\lambda)/41 = (2,0 + 40 \times 2,0 \times 0,7)/41 = 1,41$. Même si la spécification de l'équation agrégée est correcte, il subsiste certains problèmes économétriques qui ont sans doute un rapport avec la corrélation sérielle de i, l'indice de l'âge et l'indice temporel t ainsi que son incidence sur le coefficient de u_{-1}. Certains problèmes graves se produisent également lorsqu'on exclut *URC* en tant que prédicteur.

Par exemple, dans l'équation excluant *URC*, la valeur estimative du coefficient de la variable dépendante retardée (0,74) dépasse de près de 40 % la valeur escomptée de 0,54. Ce que cela implique est clair. L'absence de la variable composite de groupe d'âge dans cet exemple fausse sérieusement le coefficient de u_{-1}.

Selon nos conjectures, la plupart des modèles de taux naturel sont suspects, voire inutilisables étant donné qu'ils se sont fiés à u_{-1} et ont exclu la variable composite de groupe d'âge. Les incidences de ce fait sont néanmoins beaucoup plus profondes. Si la variable composite de groupe d'âge dans les données observées (comme celles de l'Enquête sur la population active) se révèle significative, cela permet de penser qu'il y a dans les données quelque chose qui ressemble à l'hystérèse.

Nous passons maintenant à l'élaboration d'un modèle de taux naturel comportant une variante de cette structure qu'il est possible d'estimer à l'aide des données par âge et par sexe de l'Enquête sur la population active.

Sources de données

L'estimation de ce modèle de taux naturel spécifique au groupe d'âge débute là où Burns s'est arrêté[11]. Dans le modèle étudié par Burns, le taux de chômage agrégé était en relation avec un certain nombre de variables structurelles et cycliques et sa propre variable dépendante retardée. Sa spécification de préférence comprenait un certain nombre de variables cycliques et structurelles, qui figurent toutes dans son annexe de données et ont été reproduites au tableau 1. Sa variable dépendante se composait d'un taux agrégé de chômage avec pondération de Perry. Dans le modèle actuel, nous cherchons à faire la relation entre les taux de chômage par âge/sexe dans le temps et les variables structurelles et cycliques de Burns.

Il existe un certain nombre de problèmes du fait que la théorie exige des séries chronologiques très longues et une ventilation par âge/sexe très détaillée. Les détails fournis par l'Enquête sur la population active ne comprennent que les groupes d'âge figurant au tableau 1. L'absence de statistiques individuelles antérieures à 1974 pose d'autres problèmes. Pour les groupes d'âge des hommes et des femmes de 15 à 24 ans, les données disponibles remontent jusqu'à 1953, tout comme pour les groupes des hommes et des femmes de 25 à 44 ans, de 45 à 64 ans, de 55 à 64 ans et de 65 ans et plus. Par contre, les données détaillées pour les groupes d'âge de 25 à 34 ans n'existent qu'après 1974.

Afin de tirer le maximum de tous les renseignements disponibles, nous avons fait appel au plus grand nombre possible d'observations de 1953 à 1990

Tableau 1

Source des données – Estimation de modèle

	Nom et période	
Données de l'Enquête sur la population active :		
Taux de chômage	*@UR___C*	
Nombre de chômeurs	*@UE___C*	
Taux de chômage (naturel)[1]	*@NUR___C*	
Nombre de chômeurs (naturel)[1]	*@NUE___C*	
Part de la population active	*@LFS___C*	
Population active	*@LF___C*	
Emploi des cohortes suivantes :	*@NE___C*	
Hommes 15-24	*__M15-24_*	1953-1990
Femmes 15-24	*__F15-24_*	1953-1990
Hommes 25-34	*__M25-34_*	1975-1990
Femmes 25-34	*__F25-34_*	1975-1990
Hommes 25-44	*__M25-44_*	1953-1990
Femmes 25-44	*__F25-44_*	1953-1990
Hommes 45-64	*__M45-64_*	1953-1990
Femmes 45-64	*__F45-64_*	1953-1990
Hommes 55-64	*__M55-64_*	1953-1990
Femmes 55-64	*__F55-64_*	1953-1990
Hommes 65 ans et plus	*__M65 UP_*	1953-1990
Femmes 65 ans et plus	*__F65 UP_*	1953-1990
Taux industriel d'utilisation des capacités de la Banque du Canada	*CUR*	1963-1990
Variable de dispersion de l'emploi	*SIG_C*	1963-1990
Différence entre le taux de chômage des États-Unis et le taux naturel estimatif des États-Unis selon le *WEFA* Group	*USCAP*	1963-1990
Différence entre le taux de croissance de l'indice des prix de l'énergie et le taux de croissance de l'IPC	*ENERGSHK*	1963-1990
Indice des prix de l'énergie divisé par l'IPC	*RLPEWERG*	1963-1990
Moyenne pondérée des salaires minimums provinciaux du Canada divisée par le salaire industriel moyen	*WMR*	1963-1990
Pourcentage de la population active non agricole faisant partie d'un syndicat	*UNION*	1963-1990
Taux de scolarisation des jeunes hommes	*MSERM*	1963-1990
Impôts directs fédéraux sur les sociétés divisés par le PIB	*BDTAX*	1963-1990
Valeur fictive pour le groupe d'âge 45-64	*D45-64*	
Valeur fictive pour les femmes	*FEMALE*	
Valeur fictive pour les hommes	*MALE*	

1 Simulation de modèle seulement.

inclusivement pour chacun des groupes d'âge dans notre méthode d'estimation. La technique que nous avons appliquée est celle des variables apparemment sans lien entre elles. Notre première étape a consisté à empiler les données

de la série chronologique par groupe d'âge. Exception faite des groupes d'hommes et de femmes de 25 à 34 ans, le pile comprenait 38 observations tant pour les hommes que pour les femmes des groupes d'âge 15-24, 25-44, 45-64, 55-64 et 65 ans et plus. En ce qui concerne le groupe des 25-34, il n'y avait que 16 observations, le total des observations étant de 588 pour la période 1953-1990. En raison des longs retards, nous n'avons entré que 210 points de données dans la régression, mais utilisé tous les retards.

Comme les groupes d'âge différaient par le nombre de sujets qu'ils contenaient, nous avons pondéré leurs taux de chômage respectifs en fonction du ratio de la population active dans chaque groupe par rapport à l'ensemble de la population active. En outre, à cause du chevauchement de certains groupes d'âge (par exemple, les 25-44 chevauchaient les 25-34 et les 45-64 chevauchaient les 55-64), nous avons ajusté la pondération applicable tant aux hommes qu'aux femmes pour éviter tout double décompte. La moitié des poids relatifs aux groupes des 25 à 34 ans et des 55 à 64 ans a été attribuée au plus petit groupe, alors que l'autre moitié l'a été au plus grand groupe (les 25-44 ou les 45-64, selon le cas). En outre, chaque fois que nous avons utilisé un taux de chômage du côté droit d'une équation, nous l'avons également pondéré à l'aide de la même méthode. Nous avons ensuite empilé les variables dépendantes et indépendantes en conséquence.

Dans la régression finale, nous avons eu recours à une valeur fictive homme-femme pour qu'un coefficient d'une variable explicative unique, telle que l'utilisation de la capacité, puisse prendre des valeurs distinctes. Dans certains cas, nous avons également permis que des coefficients relatifs à des groupes d'âge spécifiques dans la ventilation homme-femme prennent des valeurs uniques. Le recours à des variables apparemment distinctes comme celle dont il est question ici a constitué un facteur clé pour incorporer la variable composite de groupe d'âge décrite à la section précédente dans la méthode d'estimation. On voudra bien noter que la variable composite de groupe d'âge s'associe toujours au groupe « inférieur de 1 », mais que ce dernier constitue en fait une division – ou un groupe de sujets dont les âges se situent tous dans la même fourchette. Ainsi, le groupe des 15-24 forme la composite de groupe qui donne son impulsion au groupe des 25-44.

Par conséquent, deux taux de chômage paraissent constituer des variables indépendantes. La première d'entre elles est la variable dépendante retardée qui est associée au groupe d'âge en question. La seconde est la variable composite de groupe d'âge qui « retrace l'histoire » du même groupe d'âge.

La variable composite de groupe d'âge

Dans la section théorique, nous avons décrit la variable composite de groupe d'âge comme la moyenne pondérée du taux de chômage à l'entrée, pour chaque

groupe d'âge, où les poids correspondent à la distribution de la population active par groupe. Les données de l'Enquête sur la population active ne contiennent pas ce genre de détail. Nous avons néanmoins mis au point une technique qui représente le concept par approximation. La méthode que nous avons utilisée est la suivante.

Dans les groupes d'âge plus grands (les 25-44 et les 45-64), il y avait suffisamment de points de données avant 1973 pour recourir à un horizon de 20 ans. Pour les groupes des 25-44 et des 45-64, nous avons fait la moyenne de l'expérience du marché du travail du groupe d'âge inférieur de 1 au début et à la fin de la première période de 10 ans (sur une décennie) avant d'appliquer les facteurs de pondération et un retard uniforme de 1 an, 5 ans et 10 ans.

Pour les groupes d'âge qui ne portent que sur 10 ans, il suffit d'un horizon de 10 ans, car les sujets des groupes d'âge précédents – les 45-54 ans disons – il y a 10 ans sont les mêmes qui appartiennent aujourd'hui au groupe des 55-64 ans. Ici, nous nous concentrons directement sur trois retards (1 an, 5 ans et 10 ans) sans calculer d'abord la moyenne. La clé consiste à construire une variable où l'appartenance au groupe (à un âge plus jeune) pour la variable construite soit analogue à celle pour la variable dépendante d'aujourd'hui (dans la partie correspondante de la pile), ce qui nous permet de déterminer si *l'histoire d'un groupe* a eu une incidence sur son taux de chômage actuel.

Dans la section théorique, la variable composite de groupe d'âge comportait non seulement une structure de retard, mais également un ensemble spécifique de facteurs de pondération. Selon notre méthode, nous commençons par imposer un système de pondération à la structure de retard de la variable composite de groupe d'âge. Par contre, dans la technique d'estimation échelonnée que nous utilisons, nous finissons par assouplir la distribution imposée (mais non pas l'insistance sur 1, 5 et 10) pour obtenir une évaluation statistique des poids. On trouvera la méthode exacte de calcul en annexe pour ce qui est de chaque variable composite de groupe d'âge apparaissant du côté droit.

Étude préliminaire de la variable dépendante retardée et de l'effet composite de groupe d'âge

Les figures de dispersion 2 à 6 inclusivement donnent un aperçu de la relation entre la variable dépendante, les trois composantes de la variable composite de groupe d'âge, et la variable dépendante retardée. La dispersion entre la variable dépendante et la variable dépendante retardée retient l'attention (figure 2). Mais la dispersion entre le premier élément de la variable

composite de groupe d'âge retardée d'un an et le troisième élément de la variable retardée de 10 ans s'avère tout aussi intéressante (figures 3 et 4). Le résultat sans doute le plus frappant est que le troisième élément de la variable composite de groupe d'âge a une corrélation beaucoup plus forte avec la variable dépendante que le premier élément. Lorsque nous pondérons les trois composantes de la variable composite de groupe d'âge à partir des poids d'essai (hommes 0,5, 0,25, 0,25; femmes 0,4, 0,10, 0,60) et combinons les résultats à la variable dépendante retardée qui est pondérée par la rapidité d'ajustement obtenue aux essais dont il est question à la section suivante, nous obtenons un résultat encore plus intéressant en ce sens que la dispersion se resserre (figure 5). À mesure de notre itération vers le résultat final, cette dispersion se resserre davantage (figure 6).

Régressions de vérification

Le tableau 2 donne les résultats de quatre régressions de vérification qui associent la série chronologique empilée des taux de chômage par groupe d'âge (10 groupes en tout) aux facteurs suivants : (1) la variable composite de groupe d'âge; (2) la variable dépendante retardée; et (3) divers indicateurs cycliques et structurels (on trouvera les définitions et les sources au tableau 1). Nous avons calculé les régressions tant pour une version non pondérée que pour une version pondérée de ces équations. Il est évident que la *pondération* des taux de chômage donne un meilleur résultat. Le calcul le plus révélateur figure dans les colonnes qui rendent compte des résultats pondérés. Dans la version statique de l'équation, sans variable dépendante retardée, la variable composite de groupe d'âge a une élasticité de 1 et est très significative. Lorsque nous ajoutons la variable dépendante retardée comme prédicteur, il y a effectivement concurrence entre les deux, mais toutes deux contribuent avec succès à une réduction de la variance résiduelle de l'équation. En outre, l'élasticité à long terme revient à un niveau voisin de 1. Par ailleurs, les variables structurelles et cycliques sont toutes affectées d'un signe raisonnable[12]. Ainsi, les résultats des essais, qui ne permettent pas de différence entre les hommes et les femmes dans la rapidité d'ajustement ou dans l'élasticité à l'égard de la variable composite de groupe d'âge ni de différences homme/femme dans les effets structurels ou cycliques, incitent fortement à penser que la variable composite de groupe d'âge contribue de façon indépendante à l'explication de la variance de la série chronologique empilée des taux de chômage par groupe d'âge. L'élément clé de ce résultat, c'est que les retards de la variable composite de groupe d'âge vont de 10 ans dans la plupart des cas à 20 ans dans le cas de deux groupes. En outre, l'élasticité à long terme à l'égard de cette variable semble s'établir aux alentours de 1, étant donné que la somme des deux coefficients (rapidité d'ajustement et histoire) est égale à 1.

Estimations finales

Au tableau 2, nous n'avons pas permis de différence entre hommes et femmes, car nous nous intéressions davantage aux problèmes relatifs à la pondération et à la relation entre la variable dépendante retardée, la variable composite de groupe d'âge et la variable dépendante. Au tableau 3, nous (1) assouplissons un grand nombre des restrictions à l'égard des hommes et des femmes et (2) nous cherchons à déterminer statistiquement la nature des retards ayant trait à la variable composite de groupe d'âge. La méthode comporte cinq étapes.

Comme précédemment, la variable dépendante est une série chronologique empilée pondérée des taux de chômage par groupe d'âge, série qui renferme 210 observations. Les variables indépendantes comprennent : une variable composite distincte de groupe d'âge pour les hommes et les femmes; une variable dépendante retardée distincte pour les hommes et les femmes; des variables cycliques, dont l'utilisation de la capacité, la variable de dispersion de l'emploi de Lilien[13] et une variable d'écart des États-Unis; des variables structurelles comprenant le salaire minimum, le taux de syndicalisation, les taxes professionnelles, les prix de l'énergie et le taux d'inscription scolaire (pour les hommes), ainsi qu'une variable fictive pour le groupe d'âge des 45-64.

À l'étape 1, nous avons assoupli les restrictions homme/femme de la variable composite de groupe d'âge, de la variable dépendante retardée et des variables structurelles et cycliques. Nous y maintenons cependant le système initial de pondération pour les hommes et pour les femmes qui a servi dans les calculs d'essai figurant au tableau 2. Pour les hommes, nous avons maintenu les pondérations à 0,5, 0,25, 0,25 et pour les femmes, à 0,4, 0,10 et 0,60. Les résultats sont intéressants. Le système de pondération étant conservé, l'effet de la variable composite pour les femmes s'est renforcé, alors que l'effet de la variable dépendante retardée s'est affaibli. Pour les hommes, c'est le contraire qui s'est produit. L'effet composite par groupe d'âge a diminué, tandis que celui de la variable dépendante retardée a augmenté. Néanmoins, les quatre variables ont conservé une égalité significative face aux variables structurelles et cycliques. À l'étape 2, nous avons fixé la structure de retard des variables dépendantes retardées et des variables composites de groupe d'âge en fonction de celle qui avait été déterminée à l'étape 1, et nous sommes passés à l'étude des variables structurelles supplémentaires exclues à l'étape 1. À l'étape 3, nous avons fixé les variables structurelles et cycliques en fonction des répercussions proposées à l'étape 2, puis réévalué une fois de plus les répercussions de la variable dépendante retardée et de la variable composite de groupe d'âge, cette fois-ci en libérant le système de pondération (à l'égard des éléments 1, 5 et 10), de manière à pouvoir les déterminer statistiquement. Dans ces circonstances, nous avons obtenu un poids total de 0,20

pour la variable composite de groupe d'âge des hommes, par opposition à un poids de 0,18 à l'étape 1. Pour les femmes, nous avons obtenu un poids total de 0,51, au lieu de 0,47 à l'étape 1. Pour les hommes, les composantes de ces coefficients étaient à la limite de la signification. Pour les femmes, seules deux composantes sont restées statistiquement significatives, la t-5 ayant été éliminée. Tant pour les hommes que pour les femmes, le coefficient de t-10 est resté élevé. À l'étape 4, nous avons *fixé la distribution* des coefficients de t-1, t-5 et de t-10 afin de nous conformer au modèle obtenu à l'étape 3. Il n'est pas surprenant que cette étape produise des répercussions totales analogues à celles de l'étape 1, où nous n'avions pas tenu compte de l'énergie et du taux d'inscription scolaire (0,17 pour les hommes et 0,55 pour les femmes). À l'étape 5, nous avons fixé la dynamique relative à la variable dépendante retardée et à la variable composite de groupe d'âge en fonction du système de pondération et des coefficients obtenus à l'étape 4, en permettant une fois de plus aux chocs énergétiques et au taux d'inscription scolaire d'avoir des répercussions. L'équation 5 représente l'ensemble final des coefficients estimatifs utilisés pour mettre au point le modèle dynamique récursif de taux naturel simulé dans la section suivante[14, 15].

Le groupe d'âge des 15-24

Le groupe d'âge des plus jeunes, tant pour les hommes que pour les femmes, a une équation structurelle différente de celles des autres groupes d'âge plus avancé et n'a donc pas été inclus dans la pile. Il n'est issu d'aucun groupe d'âge précédent. Les variables influentes ici sont le cycle, le mécanisme de l'ajustement à l'équilibre et les variables structurelles. Pour les hommes, l'équation est la suivante :

$$\begin{aligned}\text{Log}(URM15-24c) = {} & \underset{(9,3)}{0,531}\,\text{Log}(URM15-24c)_{-1} - \underset{(12,9)}{2,88}\,\text{Log}(CUR) \\ & - \underset{(2,9)}{0,786}\,\Delta\,\text{Log}(CUR)_{-1} - \underset{(3,2)}{0,681}\,\Delta\,\text{Log}(CUR)_{-2} \\ & - \underset{(3,3)}{0,716}\,\Delta\,\text{Log}(CUR)_{-3} - \underset{(3,2)}{0,893}\,\Delta\,\text{Log}(CUR)_{-4} \\ & + \underset{(2,3)}{0,583}\,[\text{Log}(CUR)_{-1} - \text{Log}(CUR)_{-6}] \\ & + \underset{(4,0)}{1,199}\,\text{Log}(UNION) + \underset{(6,6)}{9,680}\end{aligned} \tag{13}$$

$\bar{R}^2 = 0,9774$
$SEE = 0,0387$
$DW = 2,3103.$

Tableau 2

Résultats transversaux regroupés des séries chronologiques du taux de chômage

Variable dépendante	Séries chronologiques empilées des taux de chômage par cohorte			
Pondération[1]	Sans pondération		Avec pondération	
	Statiques	Dynamiques	Statiques	Dynamiques
Variables indépendantes				
Composite de cohorte[2]	1,04634	0,37796	0,99317	0,33338
	(20,0)	(6,8)	(72,2)	(7,3)
Dépendante retardée	–	0,70310	–	0,67792
		(15,7)		(14,8)
Utilisation de la capacité	–1,73346	–1,52470	–1,85233	–1,49860
	(3,0)	(3,9)	(3,3)	(3,9)
Variable de dispersion de l'emploi	0,00657	0,14555	0,00612	0,14038
	(0,1)	(3,2)	(0,1)	(3,1)
Taux d'emploi des É.-U. moins taux naturel des É.-U.[3, 4]	–0,85982	–0,96627	0,73421	–0,99477
	(0,3)	(0,5)	(0,3)	(0,6)
Salaire minimum divisé par le salaire industriel moyen	1,29062	0,76639	1,27911	0,69545
	(4,7)	(4,1)	(5,2)	(4,0)
Pourcentage de la population active appartenant à un syndicat[5]	0,36224	0,21146	0,45900	0,22580
	(5,1)	(4,3)	(7,1)	(4,8)
Impôts fédéraux directs sur les sociétés divisés par le PIB	0,43193	0,29784	0,42570	0,25833
	(2,7)	(2,8)	(2,9)	(2,5)
Valeur fictive pour le groupe d'âge 45-64	0,67740	0,24871	0,64121	0,22209
	(13,1)	(5,6)	(15,2)	(5,5)
Constante	8,61950	8,05121	9,21685	7,93925
	(3,3)	(4,5)	(3,6)	(4,5)

R^2	0,7340	0,8805	0,9690	0,9852
$\bar{R}^2$	0,7234	0,8751	0,9677	0,9845
DW	1,0044	2,2922	1,0807	2,2680

1 Le cas échéant, la variable dépendante, la variable composite de cohorte et la variable dépendante retardée sont pondérées par le pourcentage des membres d'une cohorte donnée en comparaison du total de la population active.
2 On trouvera le détail de la construction de cette variable à l'annexe B.
3 Femmes uniquement.
4 On voudra bien noter que cette variable a été inscrite sous forme 1–(taux d'emploi des É.-U. moins taux naturel des É.-U.).
5 Femmes uniquement.

Tableau 3

Estimation du modèle de taux naturel

Variable dépendante[1]	Séries chronologiques empilées pondérées des taux de chômage par cohorte[2]									
Variables indépendantes	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
Composite de cohorte – hommes[3, 4]	0,18273	(2,4)	(1)		0,20026		0,17014	(2,3)	(4)	
Poids $t-1$ (*WM1*)	0,50				0,07189	(1,0)	0,35898			
$t-5$ (*WM2*)	0,25				0,03312	(0,5)	0,16538			
$t-10$ (*WM3*)	0,25				0,09525	(1,4)	0,47563			
Dépendante retardée – hommes	0,83820	(11,4)	(1)		0,82076	(22,0)	0,85159	(11,9)	(4)	
Composite de cohorte – femmes[3, 4]	0,46711	(8,0)	(1)		0,50796		0,50622	(8,1)	(4)	
Poids $t-1$ (*WF1*)	0,40				0,19137	(3,9)	0,37674			
$t-5$ (*WF2*)	0,10				–		–			
$t-10$ (*WF3*)	0,60				0,31659	(8,2)	0,62326			
Dépendante retardée – femmes	0,54454	(9,3)	(1)		0,54816	(13,0)	0,55108	(9,7)	(4)	
Utilisation de la capacité	–		–						–	
Hommes	–1,55704	(4,0)	–1,66732	(3,7)	(2)		–1,58027	(4,1)	–1,64462	(3,6)
Femmes	–0,97907	(1,7)	–1,35847	(3,0)			–0,96215	(1,6)	–1,33477	(3,0)
Dispersion de l'emploi	0,13615	(3,1)	0,14121	(3,3)	(2)		0,13089	(2,9)	0,13674	(3,2)
1 – (taux É.-U. – taux naturel É.-U.)	–		–		(2)		–		–	
Hommes	–		–				–		–	
Femmes	–4,35640	(1,6)	–4,56341	(2,1)			–4,85303	(1,8)	–5,06801	(2,3)
Salaire minimum divisé par le salaire industriel moyen	–		–		(2)		–		–	
Hommes	–		–				–		–	
Femmes	0,85985	(4,7)	0,91567	(4,4)			0,86264	(4,8)	0,91439	(4,4)
Pourcentage de la population active syndiquée	–		–0,55499	(1,6)	(2)		–		–0,57719	(1,7)
Hommes	–0,23404	(0,7)	–				–0,19658	(0,6)	–	
Femmes	–0,71427	(1,4)	–				–0,72850	(1,5)	–	

Impôts fédéraux directs sur les sociétés divisés par le PIB	0,15190	(1,4)	–		(2)	0,13609	(1,3)	–	
Hommes	–		0,19441	(1,3)		–		0,18157	(1,2)
Femmes	–		0,23306	(1,3)		–		0,21968	(1,1)
Valeur fictive pour le groupe d'âge 45-64	–				(2)	–		–	
Hommes	0,12595	(1,9)	0,12562	(3,2)		0,11428	(1,8)	0,11407	(2,9)
Femmes	0,27493	(5,4)	0,27382	(7,0)		0,27540	(5,5)	0,27425	(7,0)
Prix relatif de l'énergie	–		–		(2)	–		–	
Hommes	–		0,24705	(1,2)		–		0,29068	(1,4)
Femmes	–		–			–		–	
Choc de l'énergie	–		–0,01050	(3,0)	(2)	–		–0,01040	(3,0)
Hommes	–		–			–		–	
Femmes	–		–			–		–	
Taux de scolarisation	–		–		(2)	–		–	
Hommes	–		–0,42643	(1,4)		–		–0,45312	(1,5)
Femmes	–		–			–		–	
Constante	8,72495	(4,4)	10,2195	(5,4)	(2)	8,63026	(4,4)	10,1315	(5,4)
R^2	0,9862		0,5394		0,9876	0,9863		0,5367	
$\bar{R}^2$	0,9852		0,5088		0,9872	0,9853		0,5059	
SEE	0,2027		0,1972		0,1933	0,2024		0,1968	
DW	2,2940		2,3747		2,3669	2,3069		2,3850	

1 On trouvera une définition des variables au tableau 1.
2 On trouvera une description de la méthode utilisée pour la construction de cette variable à l'annexe B.
3 On trouvera une description du plan de pondération de cohorte à l'annexe B.
4 Le modèle a été estimé par étapes multiples afin de se renseigner sur la signification statistique des facteurs de pondération de la variable composite de cohorte.

L'équation pour les femmes est :

$$\begin{aligned}\text{Log}(URF15-24c) = {} & \underset{(4,2)}{0,557}\,\text{Log}(URF15-24c)_{-1} - \underset{(2,6)}{1,446}\,\text{Log}(CUR) \\ & - \underset{(1,2)}{0,278}\,\Delta\,\text{Log}(CUR)_{-1} - \underset{(1,4)}{0,232}\,\Delta\,\text{Log}(CUR)_{-2} \\ & - \underset{(1,3)}{0,231}\,\Delta\,\text{Log}(CUR)_{-3} - \underset{(1,2)}{0,275}\,\Delta\,\text{Log}(CUR)_{-4} \\ & + \underset{(1,3)}{0,044}\,\text{Log}(SIG-c) + \underset{(2,8)}{1,371}\,\text{Log}(UNION) \qquad (14) \\ & - \underset{(0,7)}{1,638}\,\text{Log}(1-(USGAP/100)) \\ & + \underset{(1,4)}{0,158}\,\text{Log}(1/WMR) + \underset{(1,1)}{2,870}\end{aligned}$$

$\overline{R}^2 = 0,9691$
$SEE = 0,0456$
$DW = 2,0702.$

Étant donné que nous ne pouvons pas prendre en considération l'histoire d'un autre groupe, par exemple celui des personnes âgées de 15 à 20 ans, dans l'équation des 15 à 24 ans, le coefficient de la variable dépendante retardée est sans aucun doute plus élevé qu'il ne le devrait. Et le cheminement vers l'équilibre est plus lent (cela prend plus de temps) que si nous pouvions prendre en compte l'« histoire » des personnes âgées de 15 à 24 ans. La raison est que le modèle « se méprend » sur la position d'équilibre[16].

Évolution de la simulation statistique et dynamique de la période d'échantillonnage

À partir des coefficients estimatifs des 10 groupes d'âge qui forment la base de la pile d'estimations et des identités qui s'y rattachent, nous pouvons écrire le modèle sous forme dynamique récursive et le résoudre sur la période simple en mode statique et dynamique (une description complète du modèle sous forme récursive dynamique figure à l'annexe C). On trouvera les résultats de ces simulations aux figures 7 à 10. Étant donné la longueur des retards, nous ne pouvons exécuter ces simulations que pour la période de 1975 à 1990 inclusivement[17].

L'évolution du modèle du taux de chômage agrégé et du taux relatif au groupe d'âge des 25 ans et plus pendant la période d'échantillonnage suit de près les données historiques. L'erreur la plus grande (tant dynamique que

statique) est faite en 1983. Les données détaillées sur les hommes et les femmes aux figures 9 et 10 font ressortir que tous les groupes d'âge (mais encore plus ceux des femmes) connaissent certaines difficultés au cours de la période 1982-1983. La prédiction dynamique de la hausse et de la chute du taux de chômage au cours de la période 1980-1990 est néanmoins assez juste.

Le modèle de taux naturel dynamique

À partir du système récursif dynamique d'équations qui suit le taux réel de chômage, nous pouvons dériver le modèle de taux naturel dynamique par groupe d'âge, puis l'agréger à l'aide des facteurs de pondération de la population active pour en tirer le taux naturel agrégé. Le modèle de taux naturel est dynamique parce que la variable composite de groupe d'âge subsiste dans chacune des équations de groupe d'âge même après qu'on ait imposé la condition d'équilibre $u = u_{-1} = u^*$ au système dans un groupe d'âge. Nous pourrions également imposer cette condition entre les groupes d'âge, ce qui représenterait un ordre plus élevé d'équilibre.

Les deux modèles (le modèle récursif dynamique du taux réel et le modèle de taux naturel récursif dynamique) doivent être résolus en même temps afin de s'assurer qu'on maintient un lien entre le modèle de taux naturel et *l'histoire telle qu'elle est générée* par le modèle récursif dynamique du taux réel. Si l'on porte les deux modèles à leur limite sans leur imposer de cycles ni de chocs structurels, ils devraient tous deux se stabiliser au même point d'équilibre à long terme. C'est ce qui se produit dans la réalité.

Évolution pendant la période d'échantillonnage – le taux naturel

Le modèle permet de suivre non seulement le taux réel, mais aussi le taux naturel. En amenant les variables cycliques à leur crête (cycle = crête), en laissant les variables structurelles prendre leurs valeurs historiques et en imposant la condition que $u = u_{-1}$ dans chaque équation de groupe d'âge, il est possible de procéder à une simulation dynamique de la période d'échantillonnage (à l'égard du taux naturel). Les résultats de cette simulation ont été consignés à la figure 11.

Un grand écart persiste au milieu des années 80, mais se comble vers la fin de la même décennie. C'est à ce moment (1986-1989) que l'inflation a commencé à grimper. L'écart se creuse à nouveau à mesure qu'on approche des années 90. Dans le modèle dynamique du taux naturel, l'écart se creuse en partie à cause de la hausse du taux de chômage réel et en partie à cause des répercussions de l'histoire et des variables structurelles, notamment de la

réduction du chômage des jeunes, sur le taux naturel. La vraisemblance de l'écart entre le taux naturel et le taux réel représente un test concluant pour le modèle. Les résultats observés vers la fin de la période d'échantillonnage, au moment où le taux naturel continue de reculer, pourraient constituer un faux signal. Malgré tout, ces résultats pourraient donner une indication de la mesure dans laquelle le taux naturel est glissant comme pivot de politique. Bref, il se peut que l'écart se soit creusé beaucoup plus qu'il ne fallait pour réaliser la réduction recherchée de l'inflation. Le fait qu'on ait déjà atteint les objectifs d'inflation est une indication à cet effet[18].

Les réponses du modèle aux chocs

Après 1991, nous avons fait abstraction de la baisse cyclique actuelle, établi toutes les valeurs de structure à leur niveau de 1990 et attribué aux variables cyclique des valeurs représentatives de leurs crêtes. En 2015, les modèles se sont approchés de leur point de repos à long terme. À ce moment, nous imposons divers chocs. Les figures 12a à 19b font état de huit types de chocs.

Le choc 1 consiste en une poussée de l'utilisation de la capacité. Les taux d'utilisation de la capacité tombent en-dessous de leur crête, de manière cyclique, ce qui produit un effet caractéristique du cycle économique sur les taux de chômage. La figure 12a enregistre la poussée et la figure 12b en enregistre l'effet. Il en résulte une traînée du taux de chômage pour les personnes âgées de 25 ans et plus. L'important, c'est l'effet d'entraînement que la poussée originale a sur le taux naturel, en plus du fait que cela porte le taux naturel au-dessus de son point d'équilibre à long terme pour une période de 20 ans.

Le deuxième choc se contente de reproduire la force du premier choc deux fois de plus (figures 13a et 13b). L'important dans cette expérience, c'est la manière dont les crêtes et les creux des cycles de chômage montent successivement pour s'écarter de plus en plus de l'équilibre, tant en ce qui concerne le taux naturel que le taux réel. Autre fait important, le taux naturel et le taux réel s'entrelacent une fois que l'effet des chocs s'est estompé.

Les figures 14a et 14b font état d'une poussée du taux de chômage des jeunes, caractérisée par un déplacement du terme constant des équations[19]. Le message est clair et simple. Si un tel déplacement dure une décennie, il a pour effet de faire monter le taux réel et le taux naturel au-dessus du point d'équilibre à long terme pour une période d'au moins 25 ans. On voudra bien noter les répercussions sur le taux de chômage des personnes âgées de 25 ans et plus pour la période qui suit la disparition du choc.

Les figures 15a et 15b étendent cette poussée du chômage des jeunes à trois chocs uniformes. Une fois de plus, on retrouve les résultats déjà observés,

c'est-à-dire des crêtes du taux de chômage qui augmentent successivement pour les 25 ans et plus ainsi qu'un entrelacement du taux naturel et du taux réel avec le temps.

Les figures 16a et 16b montrent l'effet d'un choc permanent ou d'une hausse permanente du taux de chômage des jeunes. Cela se traduit par une augmentation permanente du taux de chômage pour les personnes âgées de 25 ans et plus. Cette augmentation est lente et insidieuse, mais le système finit par atteindre un nouveau point d'équilibre plus élevé. Il s'agit là d'un cas d'hystérèse pure, à l'égard des taux de chômage chez les 25 ans et plus, qui résulte d'un déplacement permanent des constantes des équations du taux de chômage des jeunes.

Les figures 17a et 17b montrent l'effet d'un choc unique de l'utilisation, des variables structurelles et du taux de chômage des jeunes. Cela ressemble beaucoup à ce qui s'est réellement produit dans les années 80. Le résultat net consiste à faire monter le taux réel et le taux naturel nettement au-dessus de leur point d'équilibre. Il est étonnant de constater qu'une fois les choses revenues à la normale (on a écarté le choc), il faut près d'une génération pour que le taux naturel retrouve son point d'équilibre précédent, et pendant ce temps, le taux naturel et le taux observé de chômage s'entrelacent.

Les figures 18a et 18b imposent trois cycles de force égale provenant des changements dans l'utilisation, des mouvements des facteurs structurels et des déplacements des constantes de l'équation du chômage des jeunes. Le résultat observé constitue un tableau effarant de crêtes et de creux encore plus élevés du taux naturel et du taux réel de chômage.

Le dernier cas, tout comme le précédent, impose trois chocs structurels cycliques, mais transforme la poussée des taux de chômage des jeunes en un choc permanent (figures 19a et 19b). Nous assistons ici à la hausse successive des crêtes, mais une fois les chocs écartés, le système retrouvera son équilibre, si on lui donne suffisamment de temps, à un nouveau taux naturel et réel plus élevé.

Sommaire des résultats

Pour résumer, ces chocs caractérisent un système qui a les propriétés suivantes. Des chocs de force égale, lorsqu'on les applique successivement, produisent une divergence de l'équilibre du taux naturel et du taux réel avec une montée des crêtes successives à des niveaux de plus en plus élevés, même si le deuxième et le troisième choc sont identiques (en force) au premier. En outre, lorsqu'on écarte les chocs, les deux taux s'entrelacent et se confondent pendant leur retour à l'équilibre. En dernier lieu, s'il se produit

un déplacement permanent du chômage des jeunes, le système finit par acquérir cette caractéristique et tous les taux de chômage se déplacent vers le haut, car cela se répercute à travers les groupes d'âge. Dans la plupart des cas, le retour à l'équilibre met près d'une génération à se produire. Il est facile de spécifier des chocs d'ampleur vraisemblable qui écartent le taux naturel de son point d'équilibre à long terme pour une période de 20 ans.

Ces résultats sont obtenus à partir d'une structure qui ne comporte aucune non-linéarité du type généralement nécessaire dans d'autres modèles pour produire des changements de régime de l'équilibre[20]. La clé réside dans une structure qui admet deux types de taux de chômage dans l'équation structurelle, la variable dépendante retardée et la variable composite de groupe d'âge. Ainsi, l'histoire coexiste avec le taux naturel (ou vice versa), mais enlève du même coup son rôle de pivot de politique au taux naturel, car celui-ci ne s'approche de son point d'équilibre à long terme à aucun moment au cours du cycle. Entre autres implications, il faut ouvrir l'écart plus largement que prévu au départ pour amener une réduction quelconque de l'inflation. De plus, en ouvrant et en fermant systématiquement l'écart pour juguler l'inflation, on réduit la puissance de l'exercice étant donné que le taux naturel monte au-dessus du point d'équilibre et peut s'y maintenir jusqu'à une ou deux décennies.

Conclusions

Les résultats qu'on trouvera dans le présent document s'écartent de l'idée que le taux naturel est indifférent au cycle. Nous avons dérivé une structure d'un modèle désagrégé par âge et par sexe qui indique nettement que la variable dépendante retardée devrait s'accompagner d'une variable tenant compte de l'histoire. Lorsque les équations du taux naturel sont dérivées, la variable composite de groupe d'âge ne s'élimine pas mais se maintient. Il en résulte un modèle dynamique du taux naturel. Lorsque nous soumettons le système intégral à des chocs, le taux réel et le taux naturel sont tous deux perturbés par rapport à leur équilibre à long terme, ce qui produit une traînée caractéristique. Le longueur de cette traînée est presque d'une génération. Dans les circonstances, on serait obligé de qualifier cela d'hystérèse.

Ce résultat a de profondes répercussions en matière de politique publique. L'une d'elles a trait au chômage des jeunes. Si le chômage des jeunes est poussé vers le haut pour un motif autonome, le chômage des personnes dans la force de l'âge subira également une pression à la hausse à mesure où il absorbe la « caractéristique de sa jeunesse », quel que soit le cycle. Dans ces circonstances, ouvrir l'écart de la production pour lutter contre l'inflation peut causer des dégâts à long terme. Par conséquent, il semblerait qu'il faille recourir à d'autres méthodes pour éliminer l'inflation du système. Bien entendu,

ce point de vue n'exclut pas que la politique monétaire doive jouer le rôle principal dans la *prévention de l'inflation*; toutefois, le prix du remède qu'offre cette politique, étant donné la structure du présent modèle, semblerait inacceptable. Les politiques structurelles, y compris la recherche de consensus, semblent beaucoup mieux adaptées à la situation actuelle.

Figure 1
L'effet de la cicatrisation de cohorte sur le taux de chômage

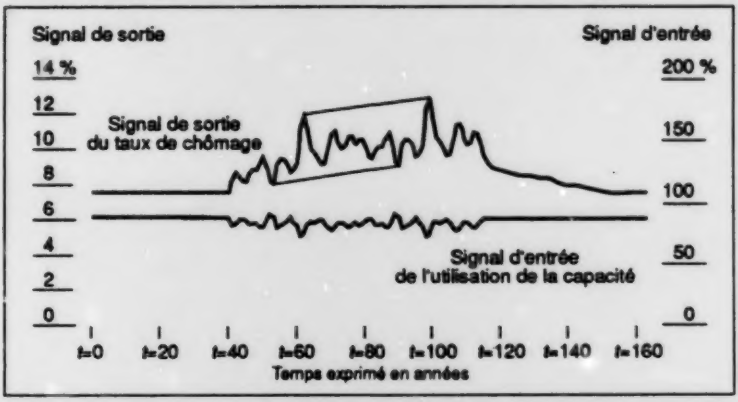


Figure 2
Diagramme de dispersion, log(*u*) par opposition à la variable dépendante retardée

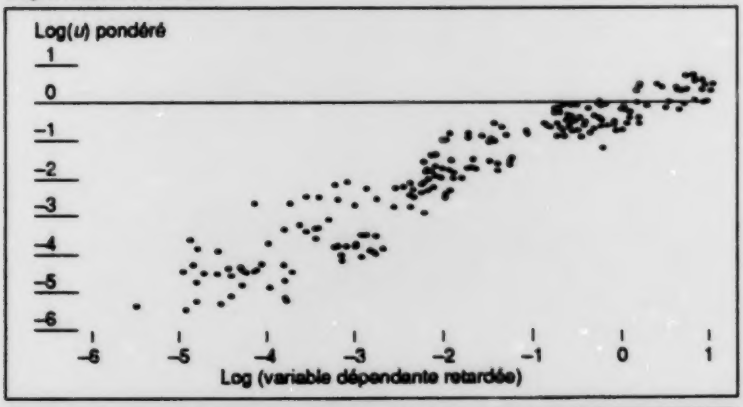


Figure 3
Diagramme de dispersion, log(u) par opposition au premier élément de la composite de cohorte

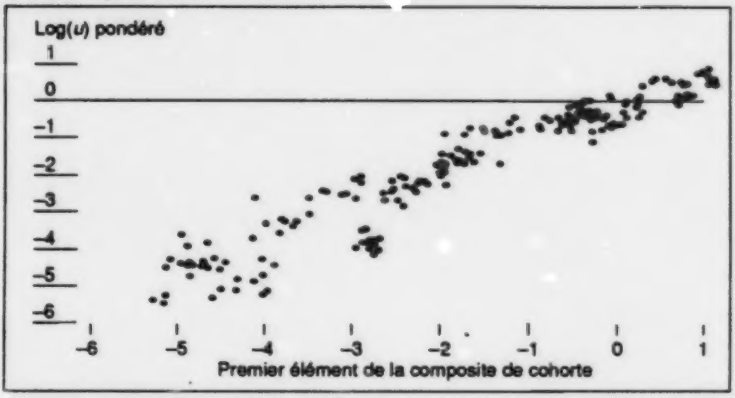


Figure 4
Diagramme de dispersion, log(u) par opposition au troisième élément de la composite de cohorte

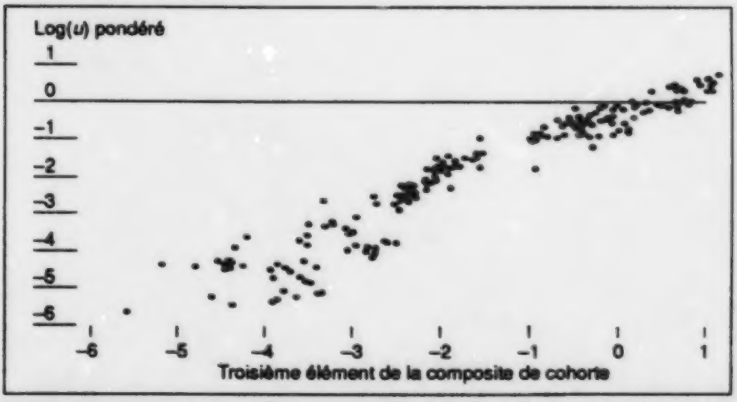


Figure 5
Diagramme de dispersion, log(u) par opposition aux poids initiaux

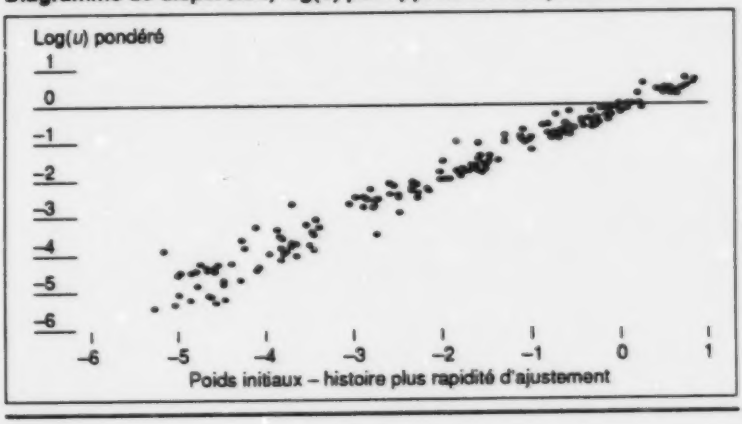


Figure 6
Diagramme de dispersion, log(u) par opposition aux poids finals

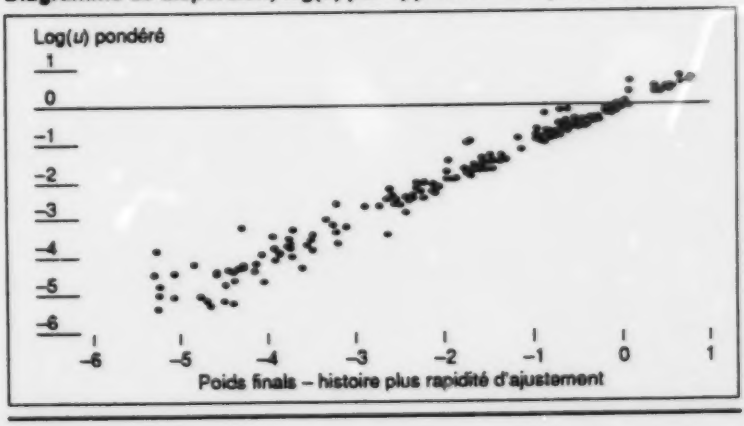


Figure 7
Taux de chômage, 1975-1990

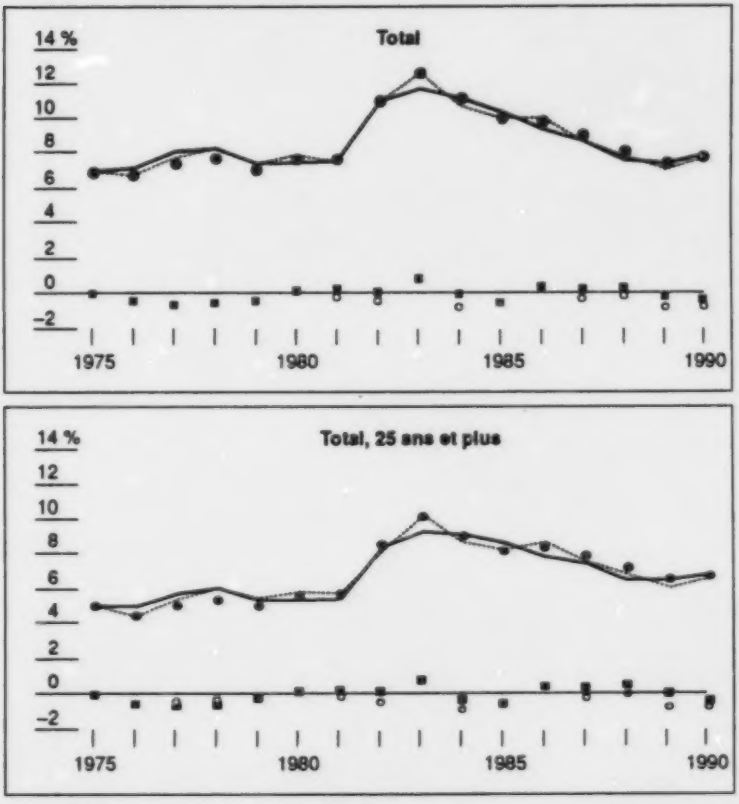


Figure 8

Taux de chômage – hommes et femmes de 15 à 24 ans, 1974-1990

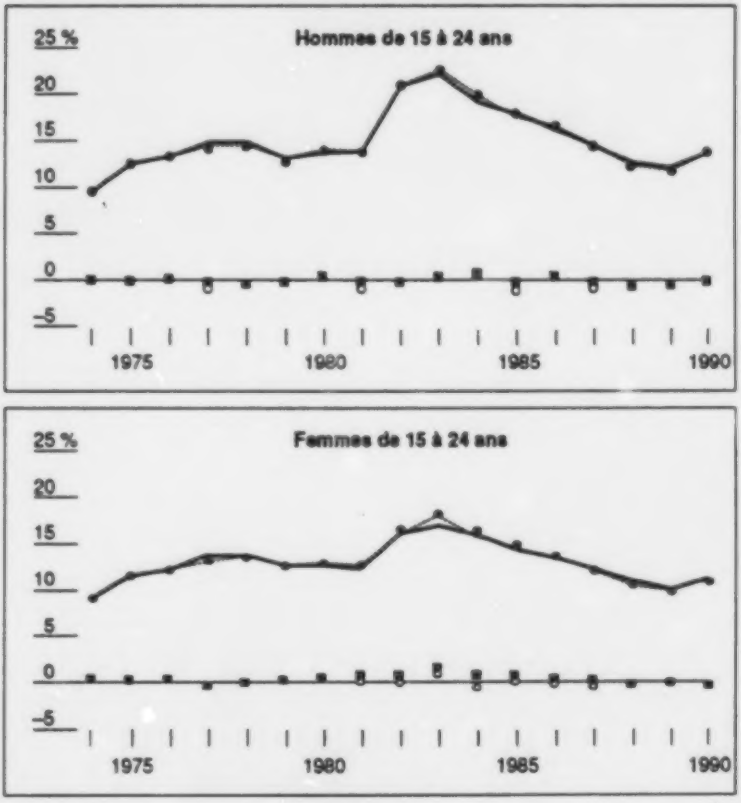


Figure 9
Taux de chômage – hommes et femmes, catégories majeures, 1974-1990

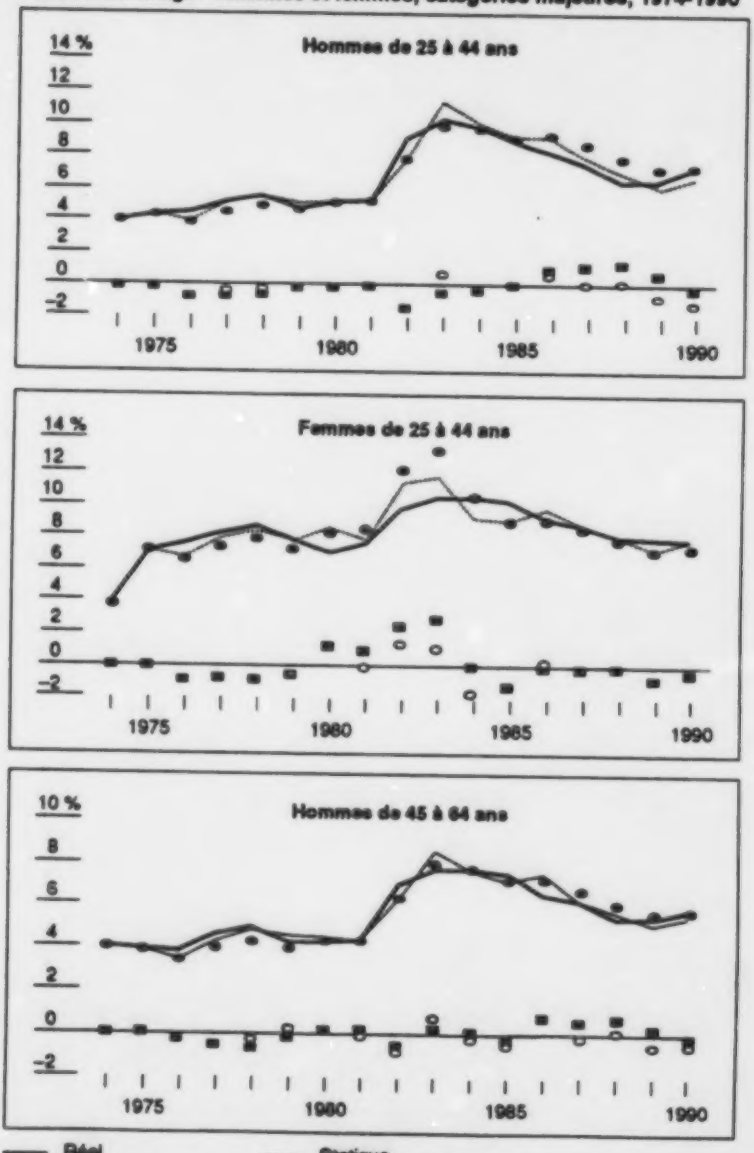


Figure 9 (suite)

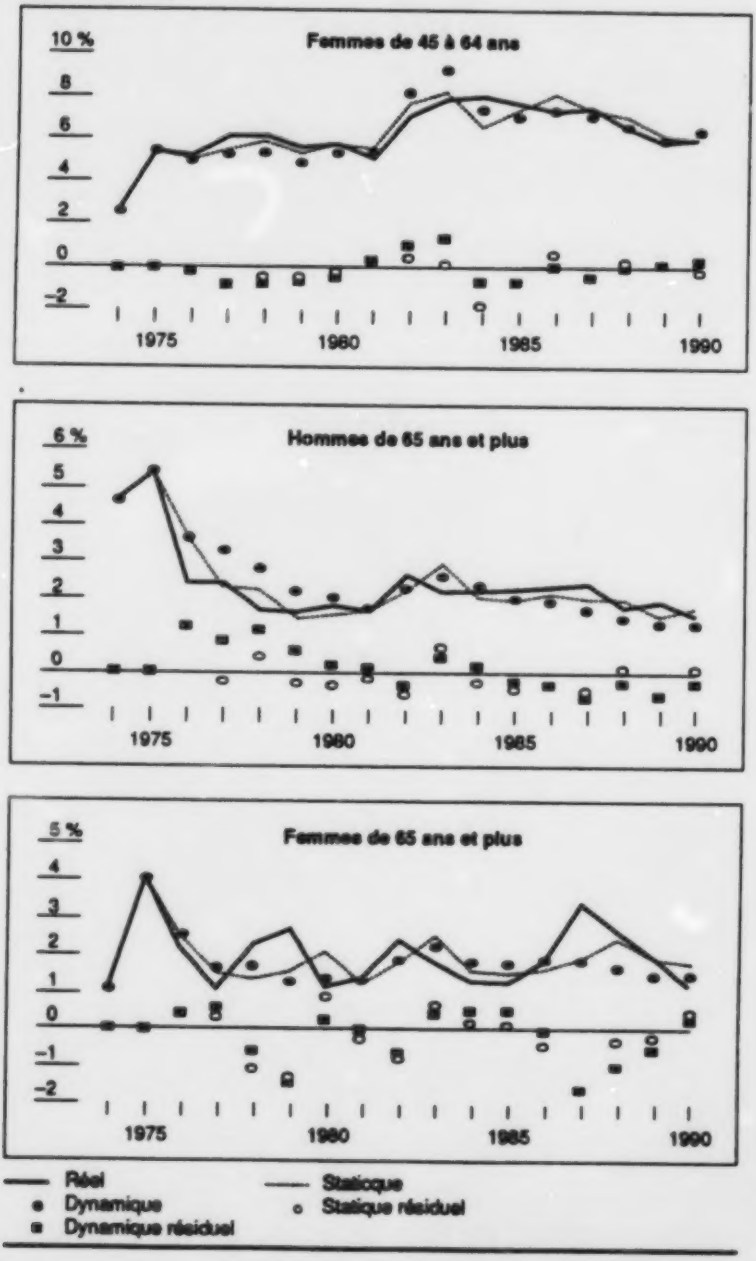


Figure 10
Taux de chômage – hommes et femmes, catégories détaillées, 1974-1990

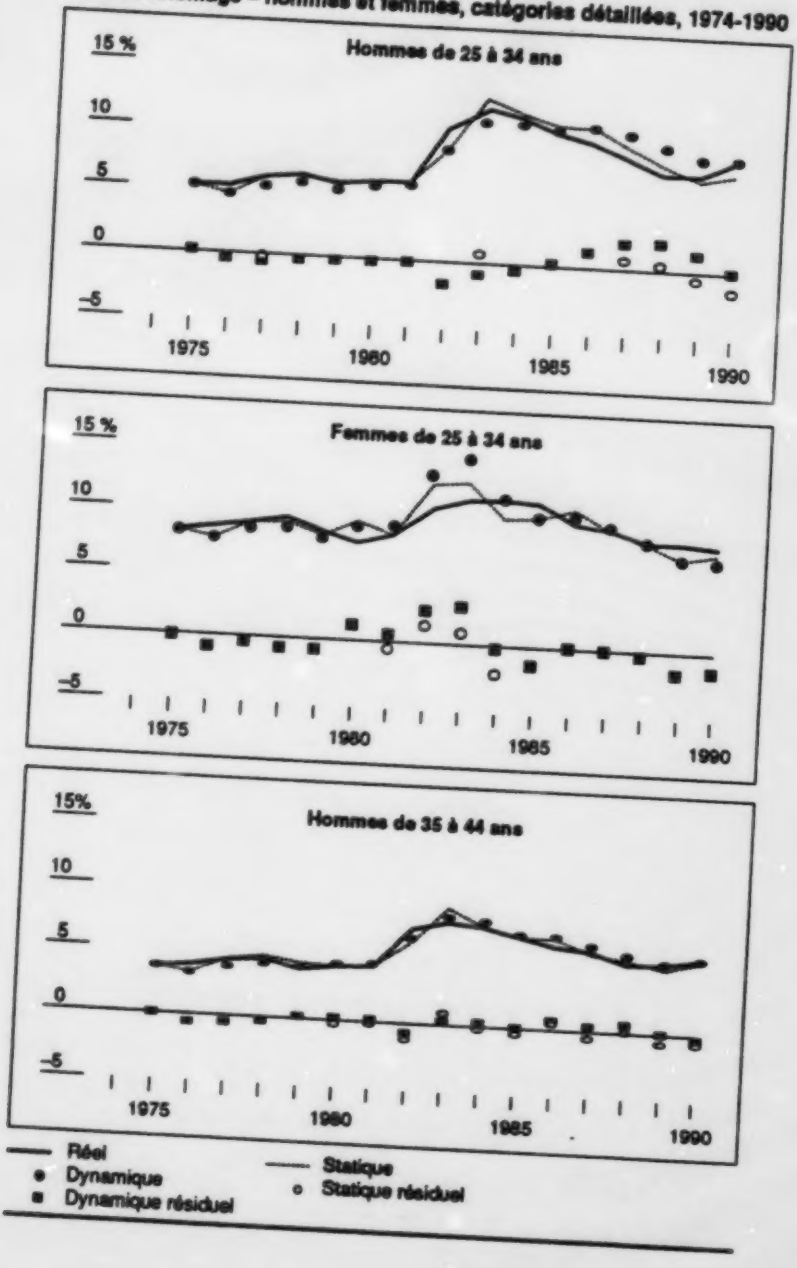


Figure 10 (suite)

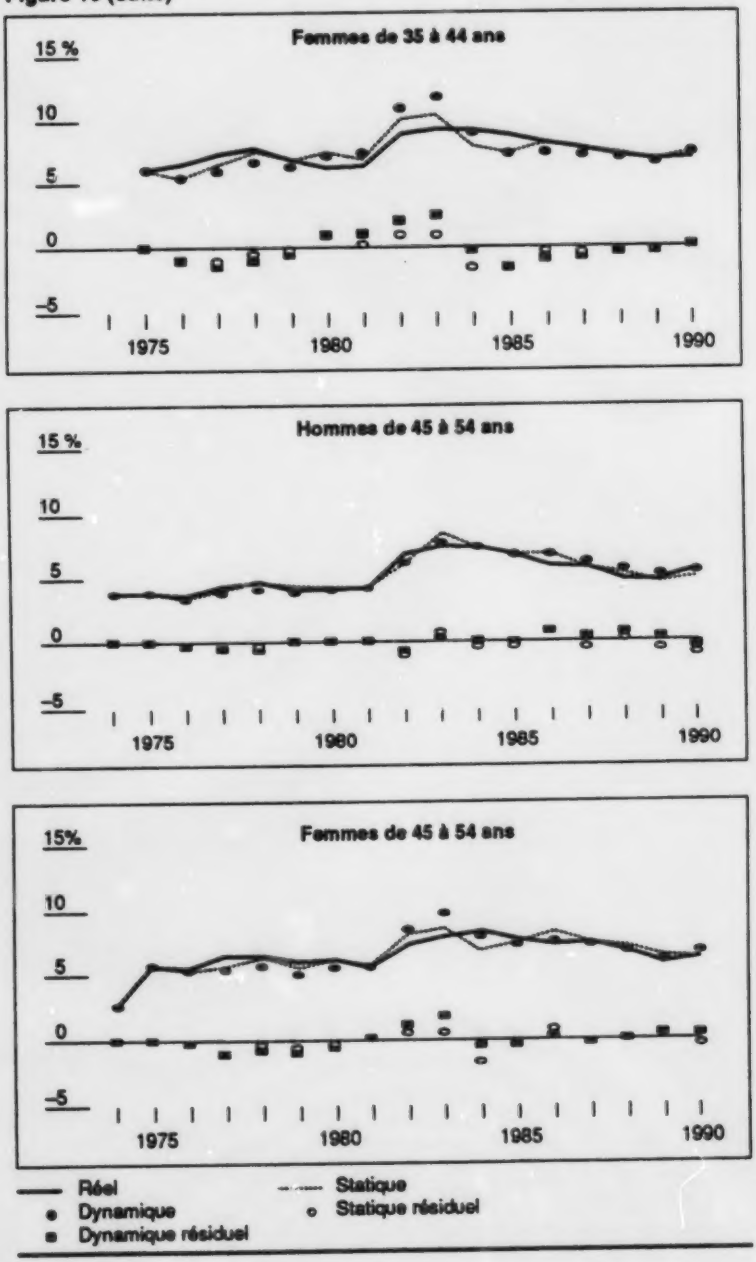
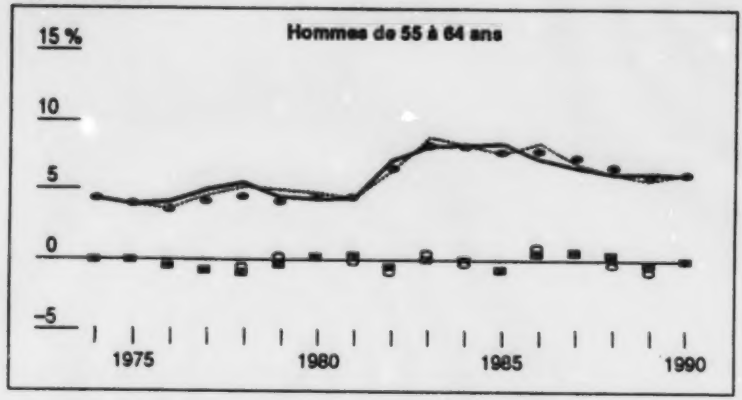
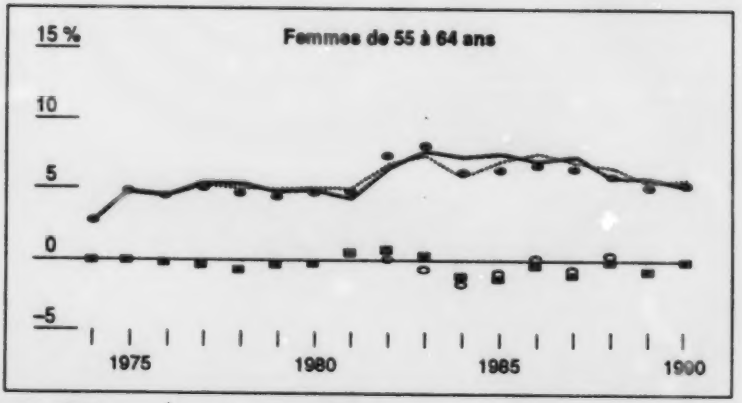


Figure 10 (fin)





Réel
Dynamique
Dynamique résiduel
Statique
Statique résiduel

Figure 11

Comparaison dans la période d'échantillonnage du taux naturel au taux réel, 1976-1990

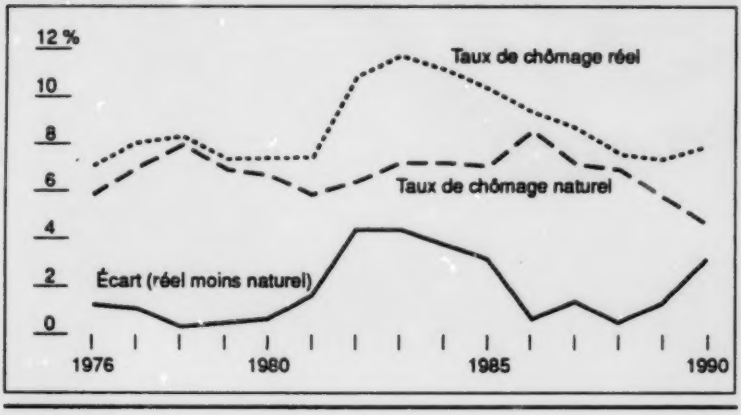


Figure 12a

Choc de l'utilisation de la capacité (un cycle)

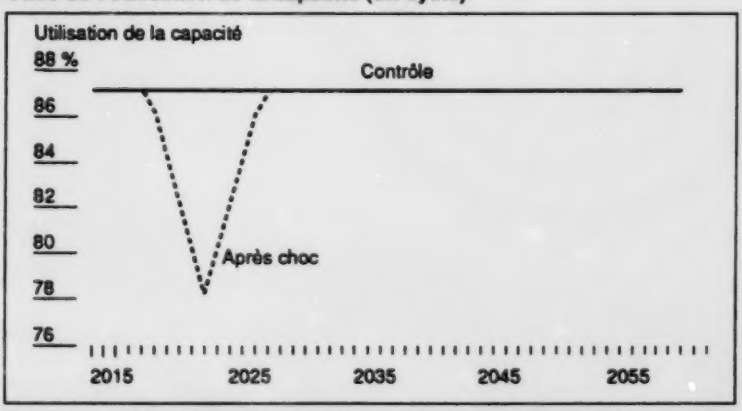


Figure 12b
Cicatrisation de l'hystérésis – choc du taux d'utilisation (un cycle)

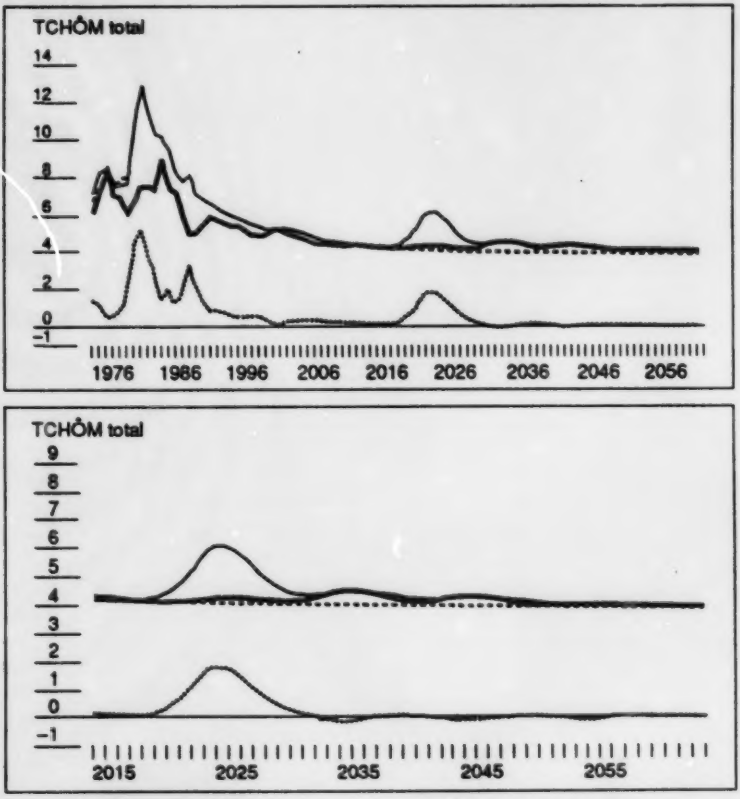
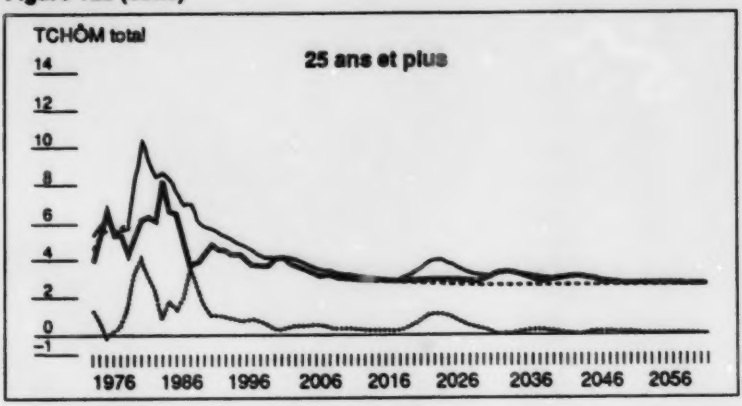
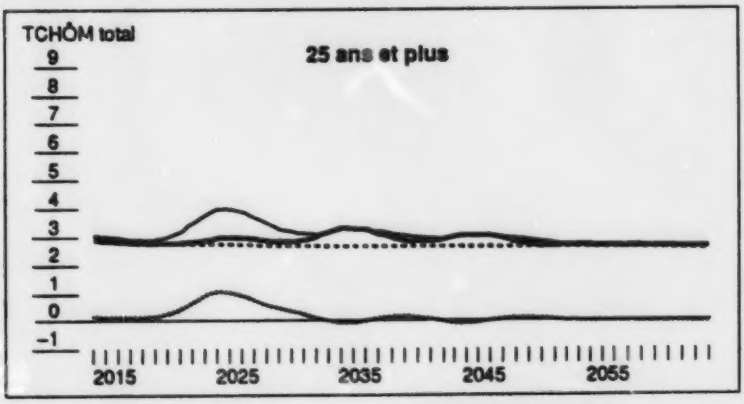


Figure 12b (suite)





TCHÔM choc (UR_S)
UR_S moins NUR_S
Taux naturel contrôle (NUR_C)
TCHÔM contrôle (UR_C)
Taux naturel après choc (NUR_S)

Figure 13a
Choc de l'utilisation de la capacité (trois cycles)

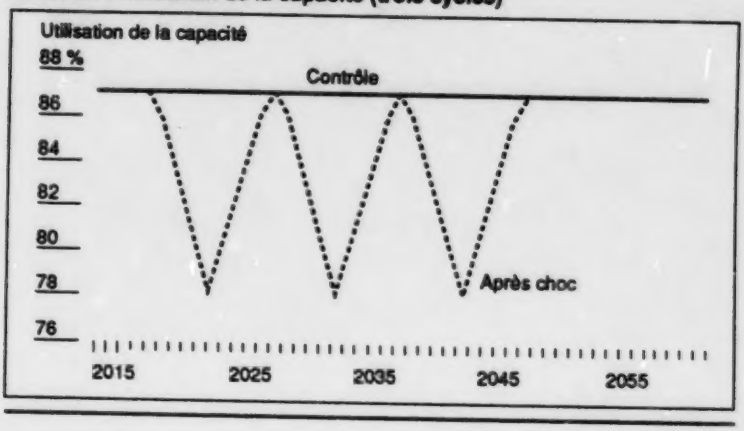


Figure 13b

Cicatrisation de l'hystérésis – choc du taux d'utilisation (trois cycles)

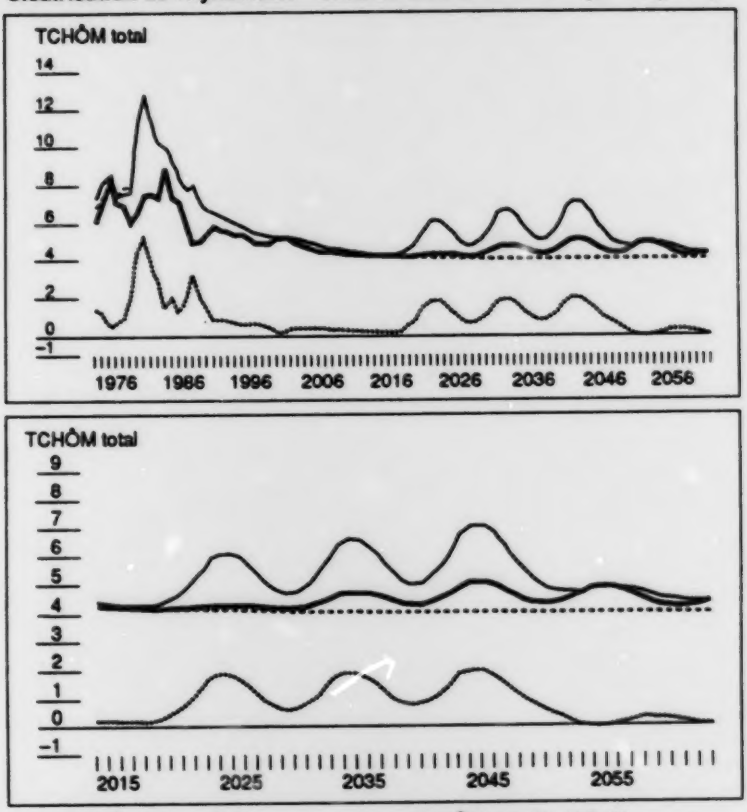


Figure 13b (suite)

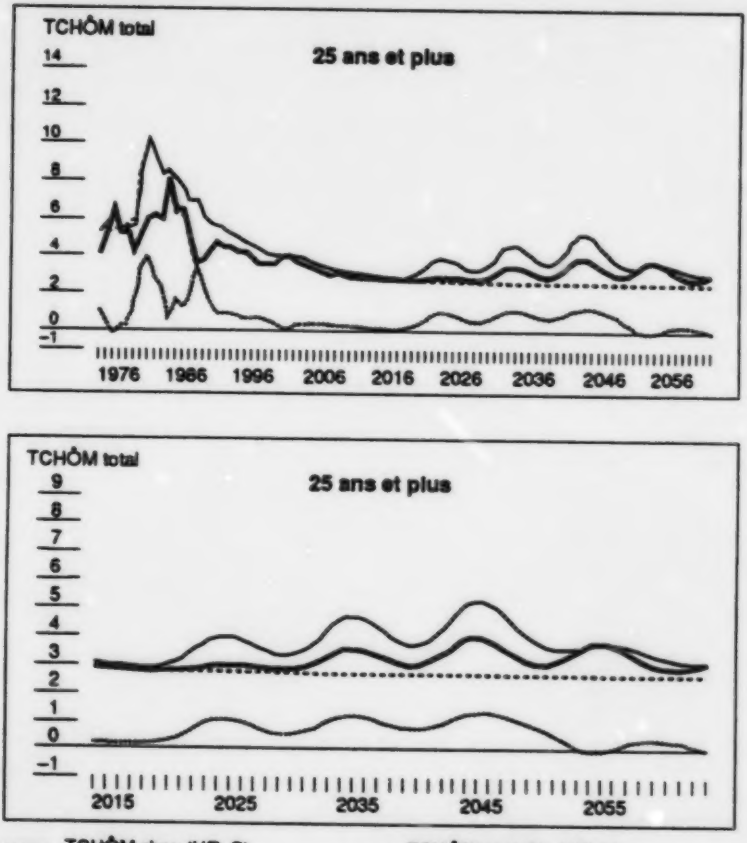


Figure 14a

Choc du chômage des jeunes, hommes et femmes de 15 à 24 ans (un cycle)

Figure 14b

Cicatrisation de l'hystérésis – choc du chômage des jeunes (un cycle)

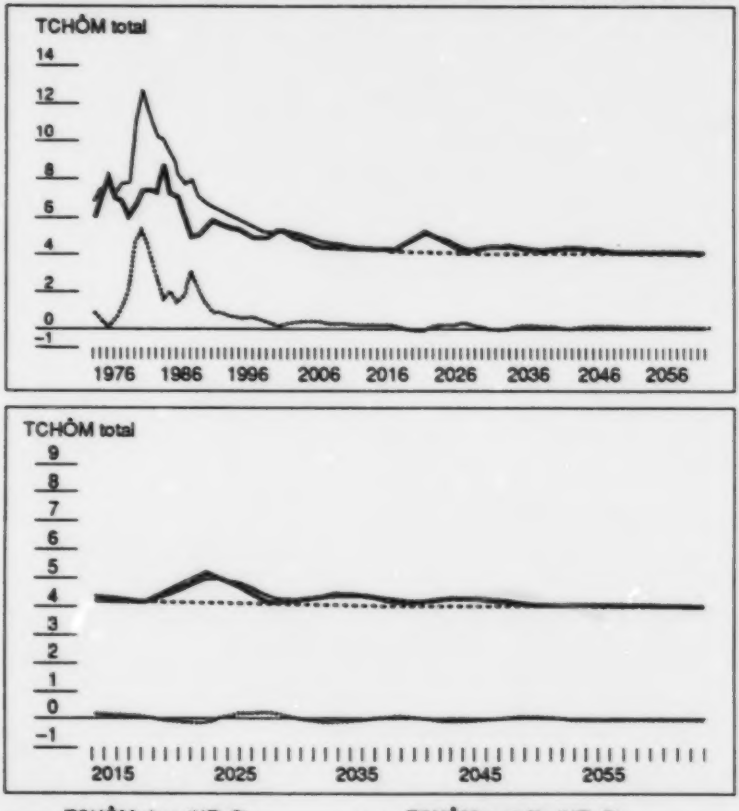
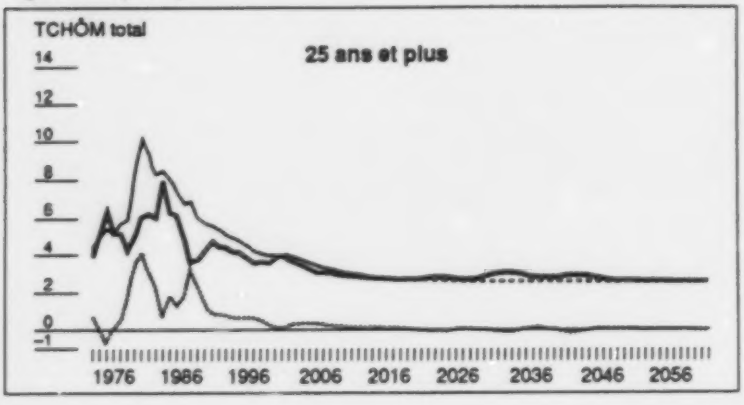
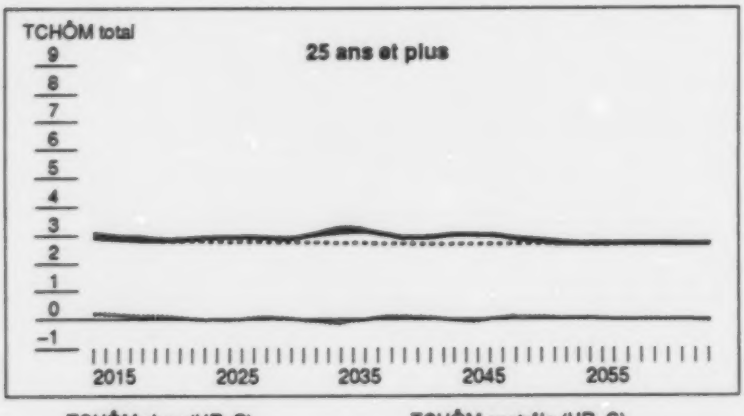


Figure 14b (suite)





TCHÔM choc (UR_S)
UR_S moins NUR_S
Taux naturel contrôle (NUR_C)
TCHÔM contrôle (UR_C)
Taux naturel après choc (NUR_S)

Figure 15a

Choc du chômage des jeunes, hommes et femmes de 15 à 24 ans (trois cycles)

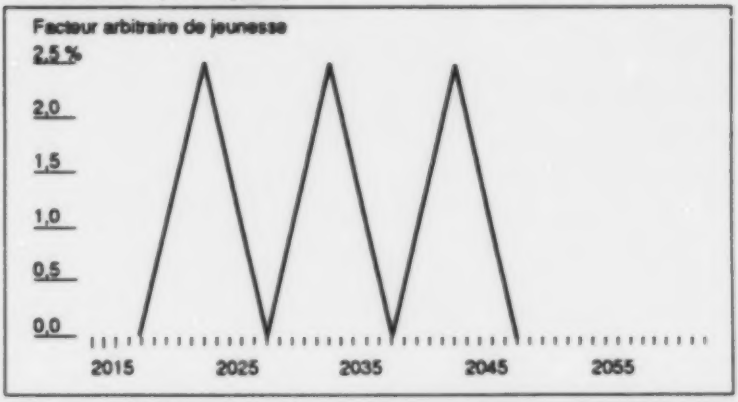


Figure 15b

Cicatrisation de l'hystérésis – choc du chômage des jeunes (trois cycles)

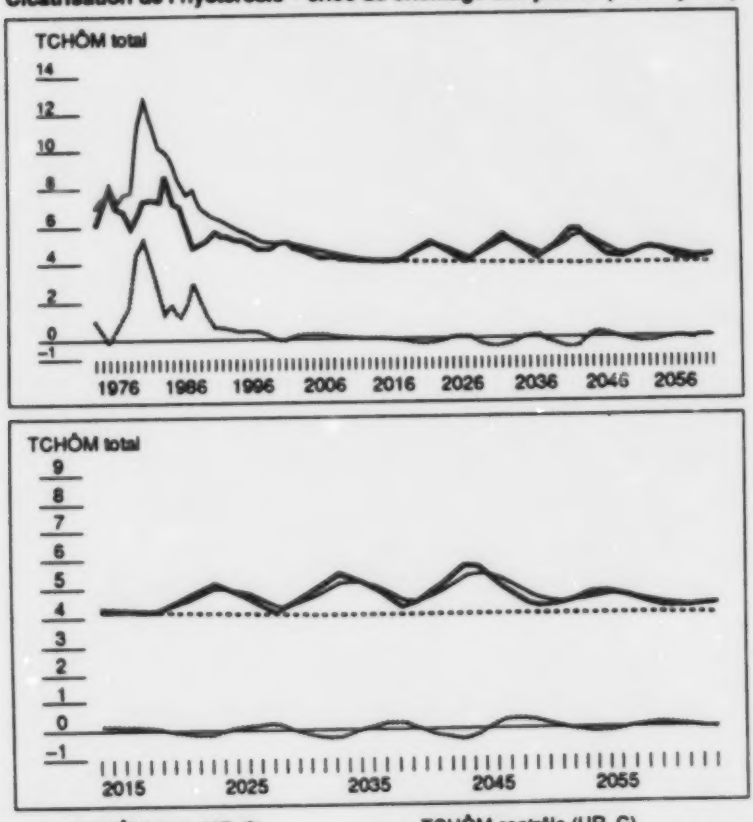


Figure 15b (suite)

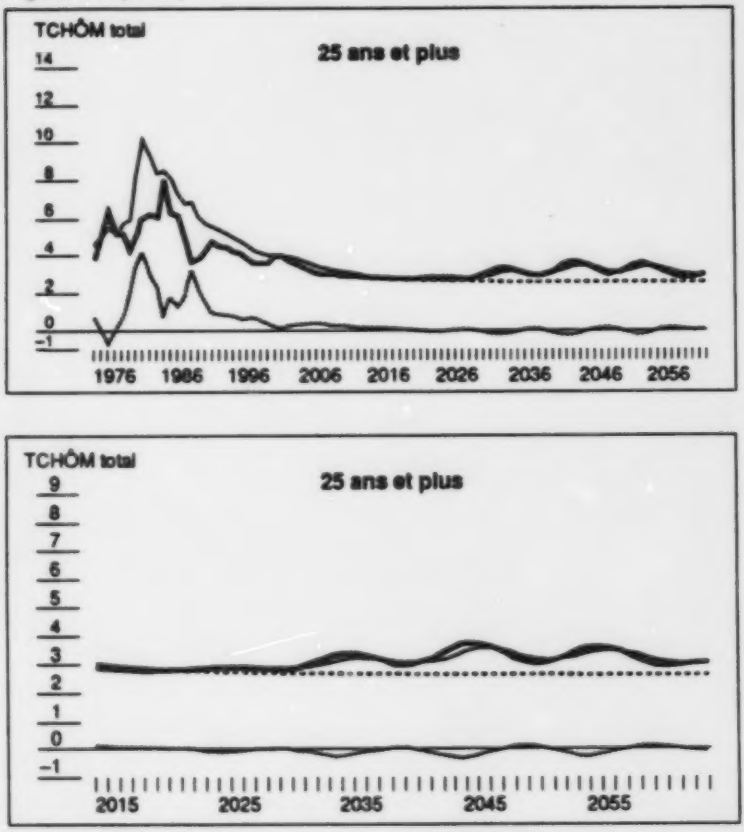


Figure 16a
Choc du chômage des jeunes (permanent)

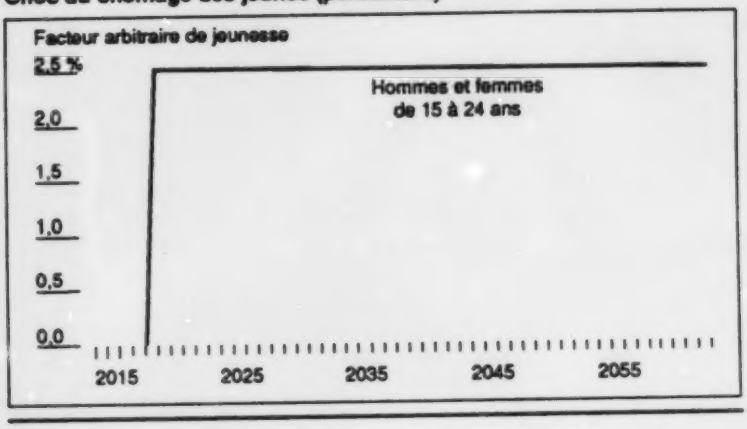


Figure 16b

Cicatrisation de l'hystérésis – choc du chômage des jeunes (augmentation permanente)

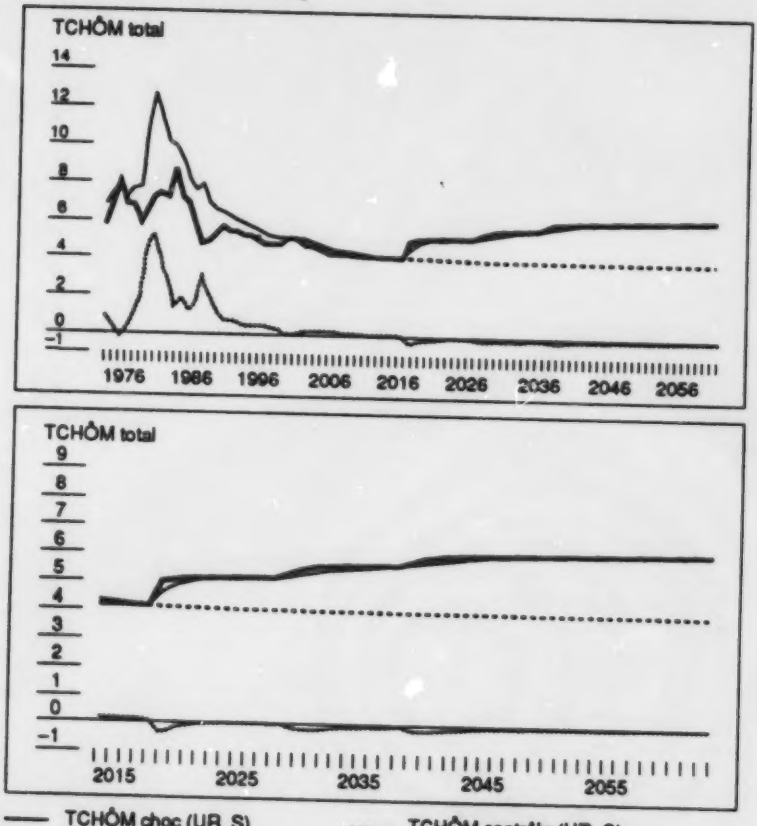


Figure 16b (suite)

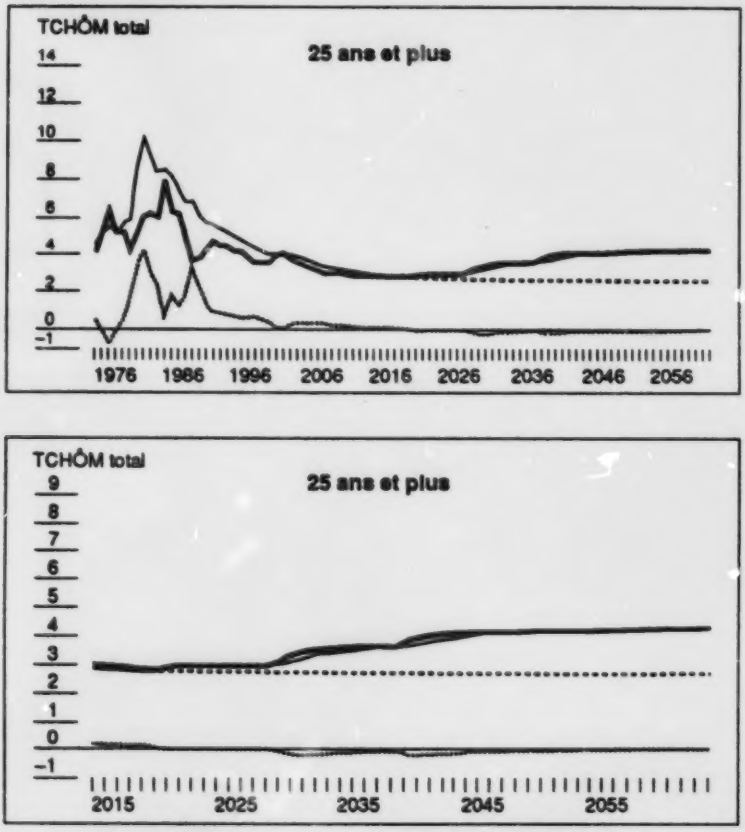


Figure 17a

Choc de l'utilisation, de la structure et de la jeunesse (un cycle)

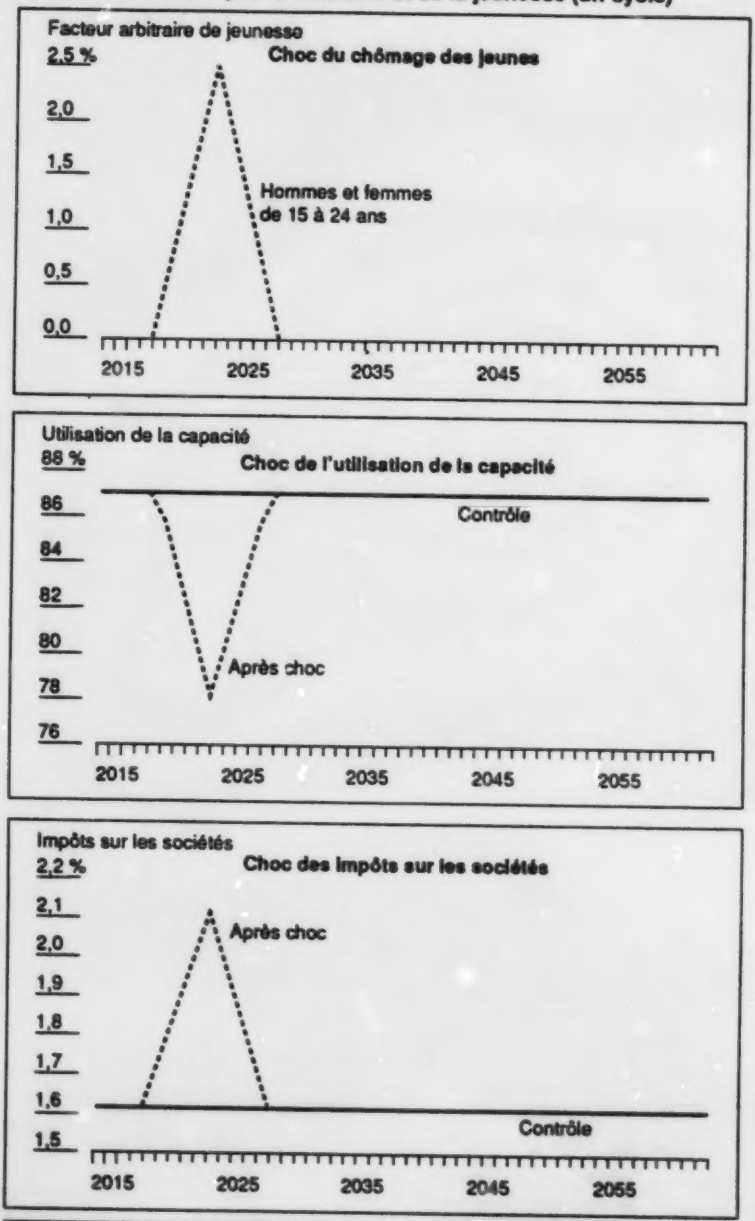
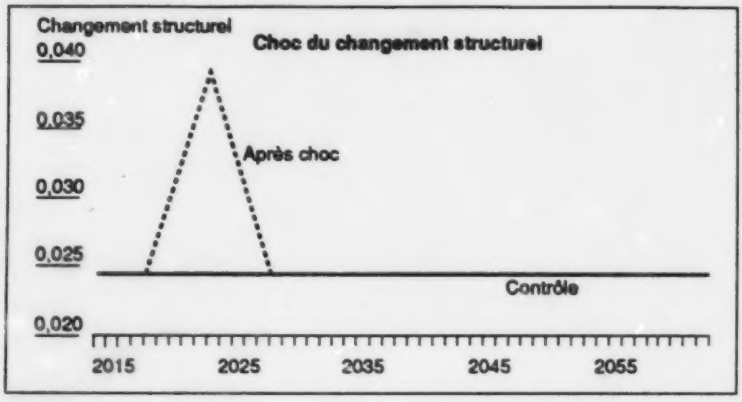
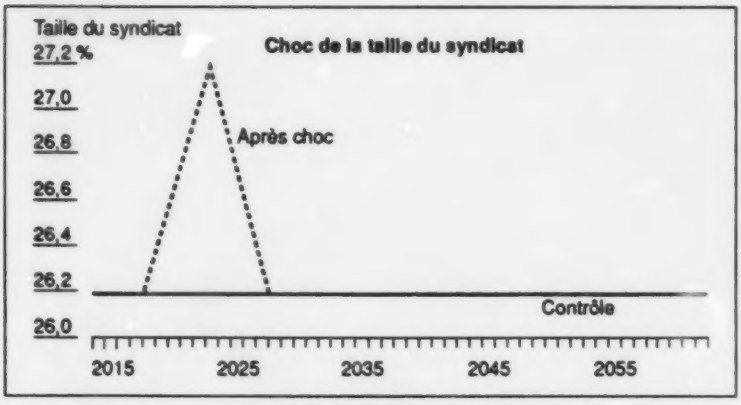


Figure 17a (suite)





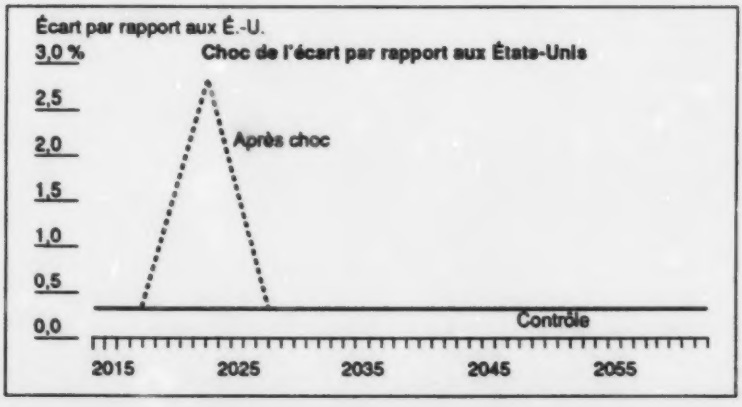
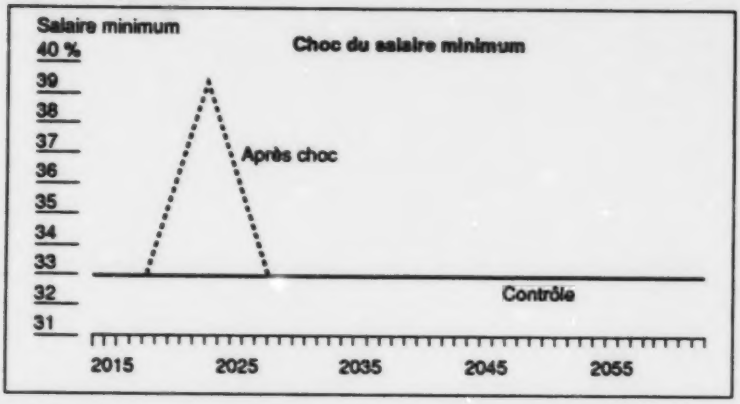
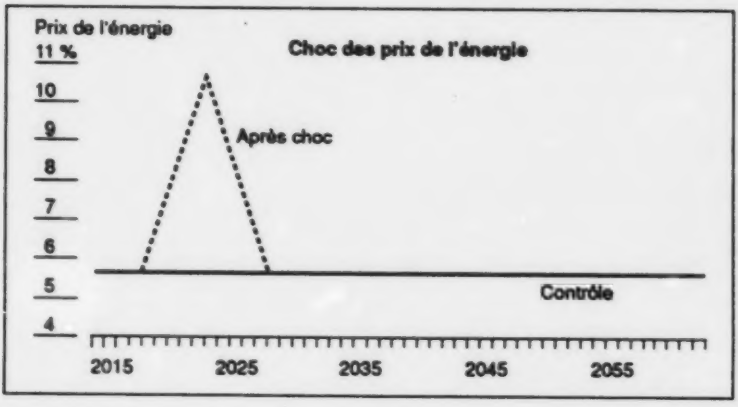


Figure 17a (suite)





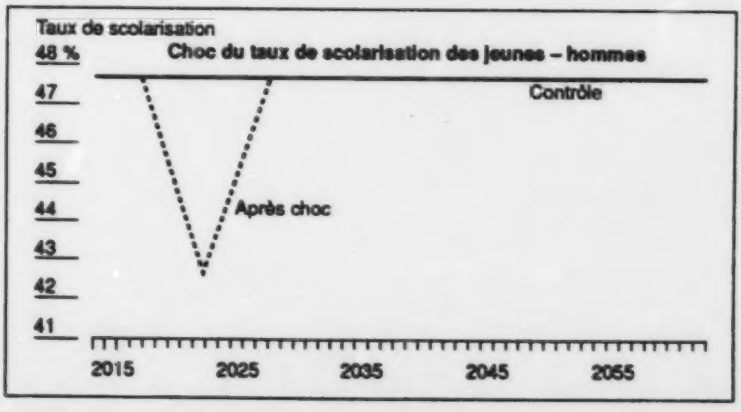


Figure 17a (fin)

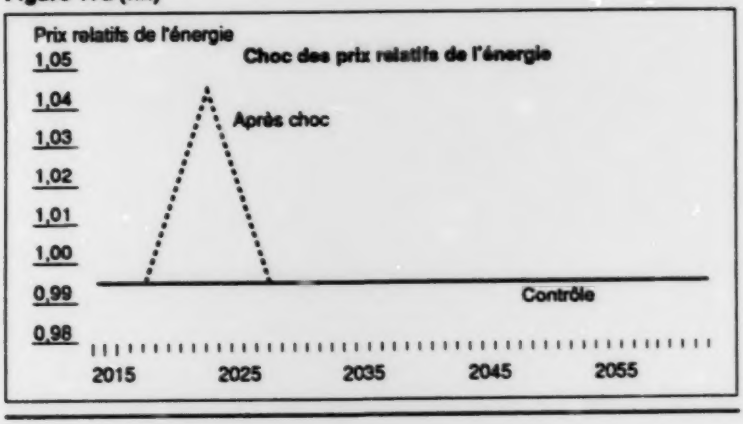


Figure 17b

Cicatrisation de l'hystérésis – choc de l'utilisation, de la structure et de la jeunesse (un cycle)

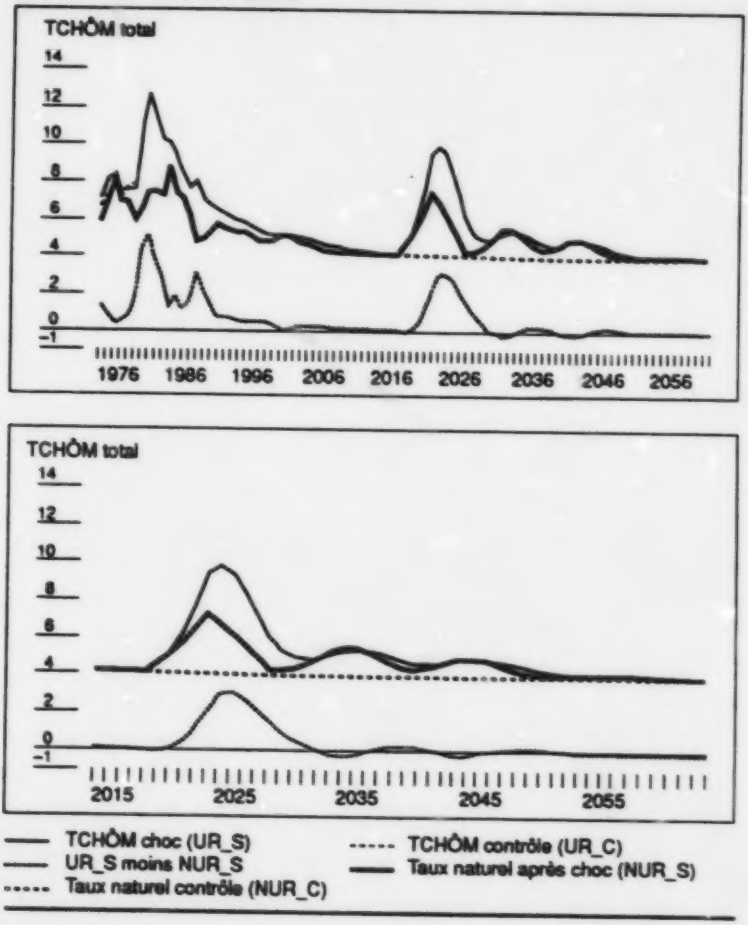
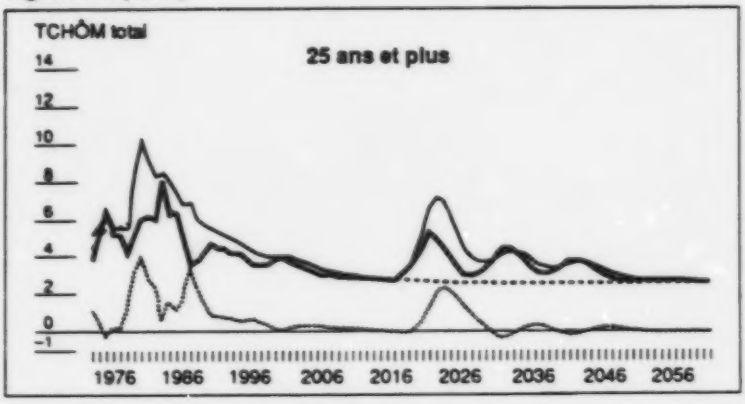
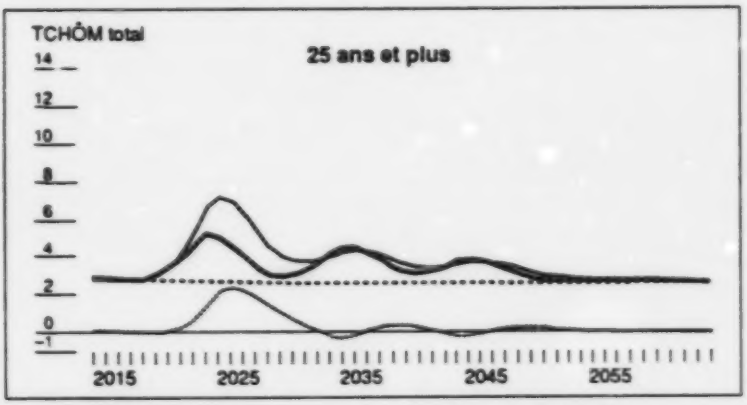


Figure 17b (suite)





TCHÔM choc (UR_S)
UR_S moins NUR_S
Taux naturel contrôle (NUR_C)
TCHÔM contrôle (UR_C)
Taux naturel après choc (NUR_S)

Figure 18a
Choc de l'utilisation, de la structure et de la jeunesse (trois cycles)

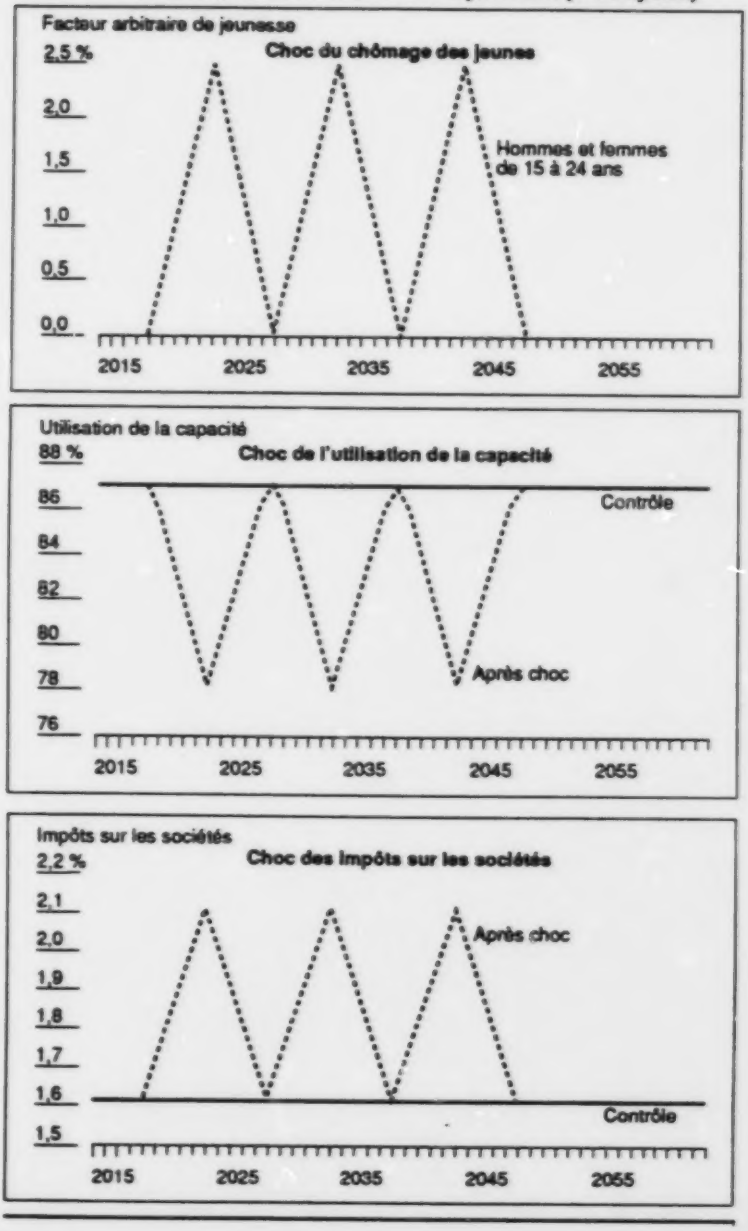
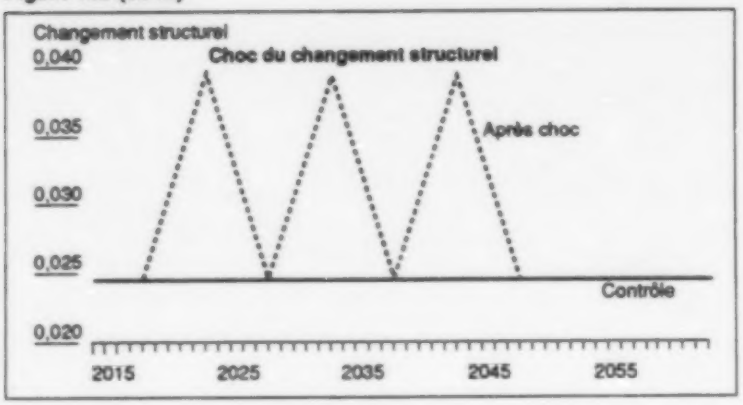
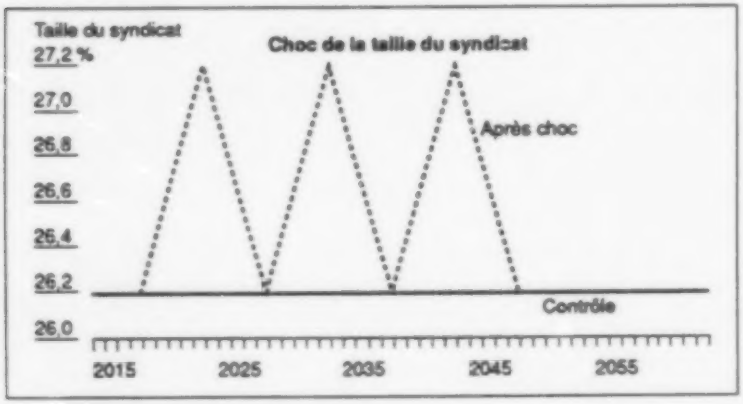


Figure 18a (suite)





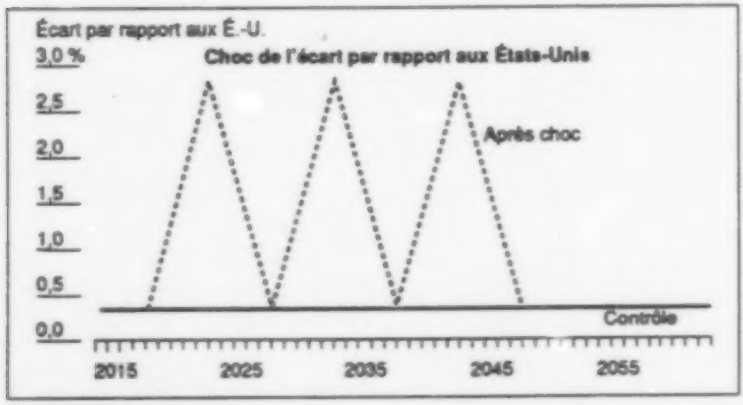
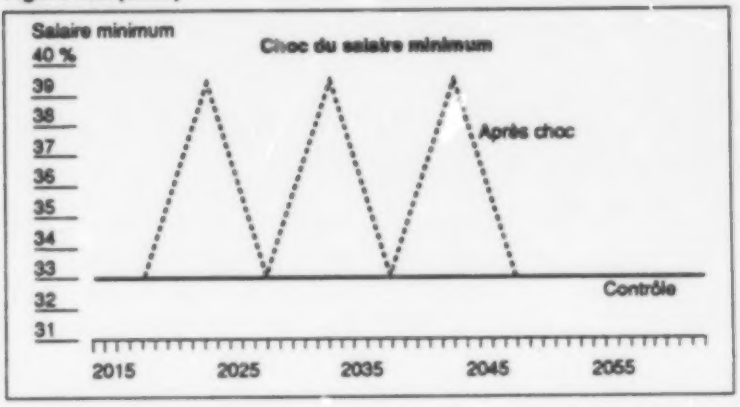
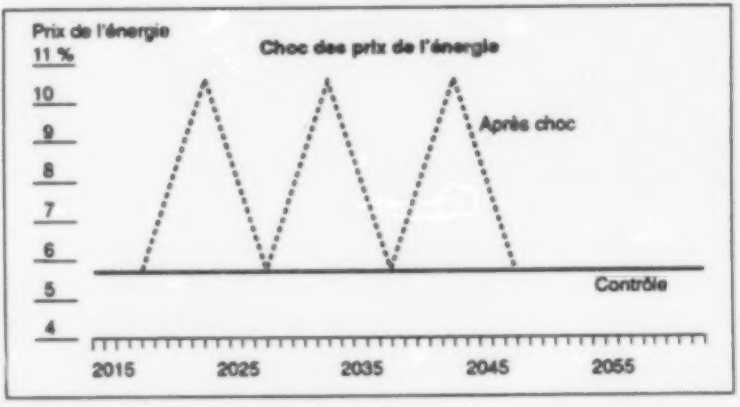


Figure 18a (suite)





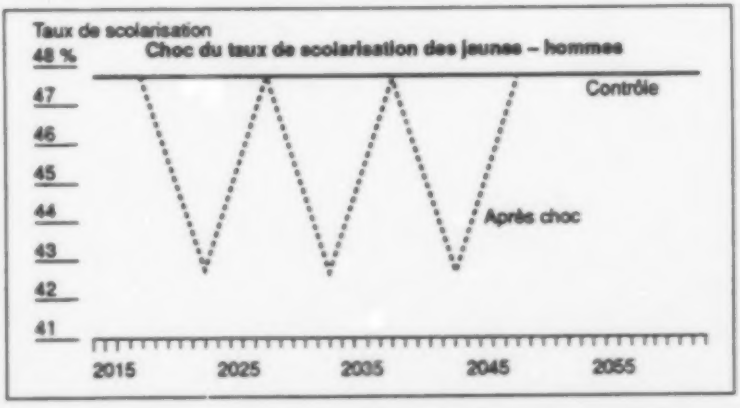


Figure 18a (fin)

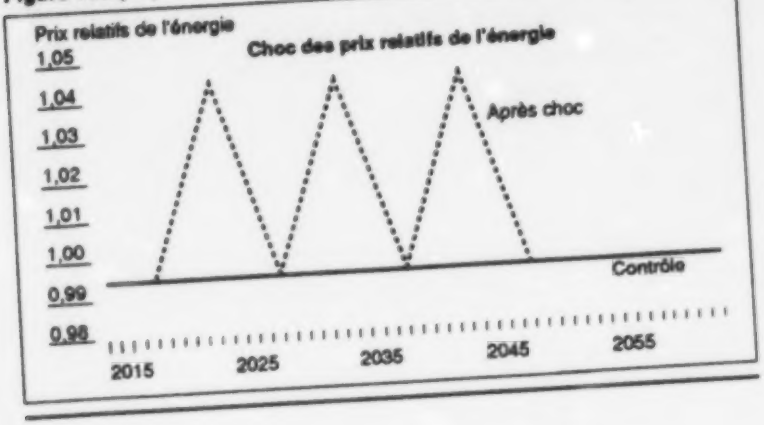


Figure 18b
Cicatrisation de l'hystérésis – choc de l'utilisation, de la structure et de la jeunesse (trois cycles)

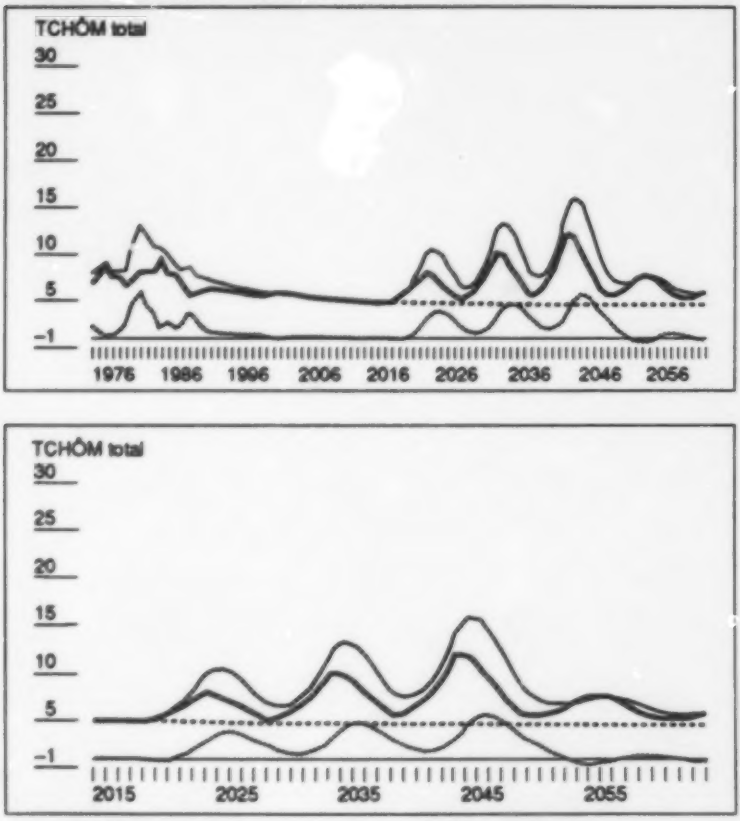


Figure 18b (suite)

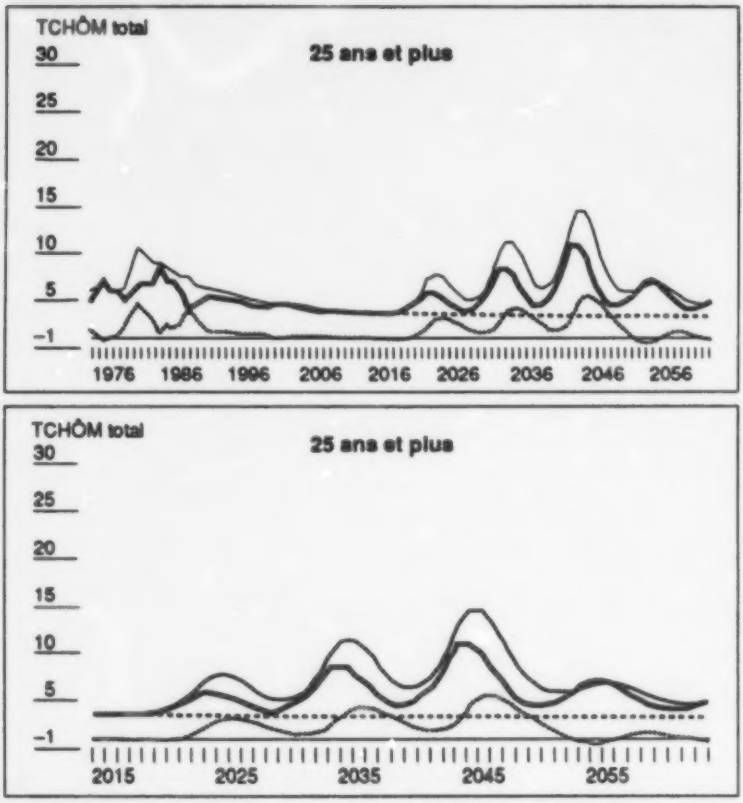


Figure 19a
Choc de l'utilisation, de la structure (trois cycles) et de la jeunesse (permanent)

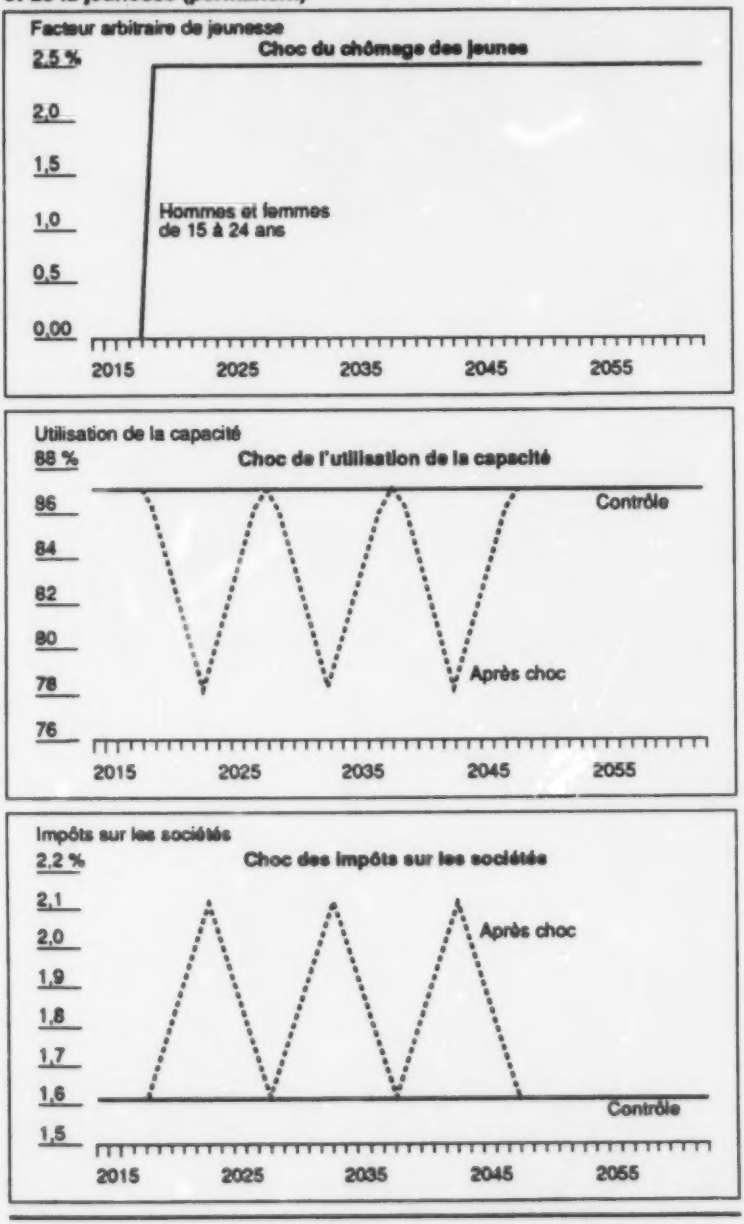


Figure 19a (suite)

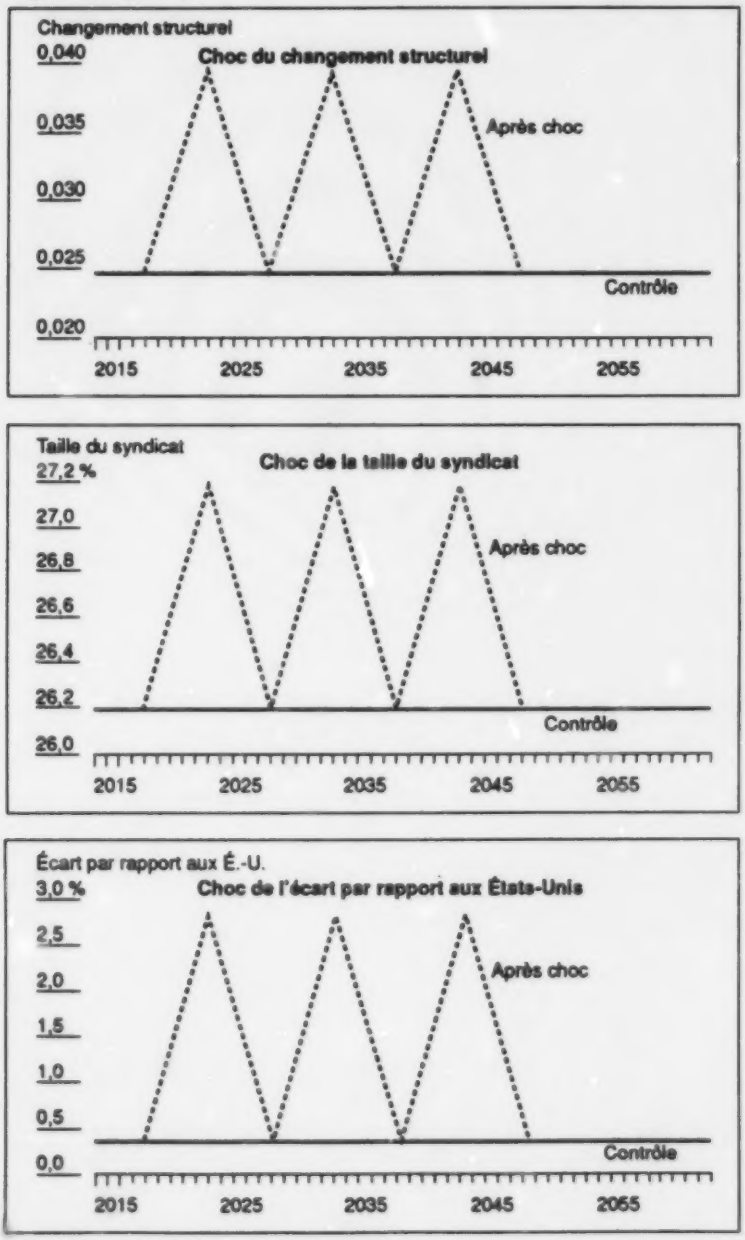
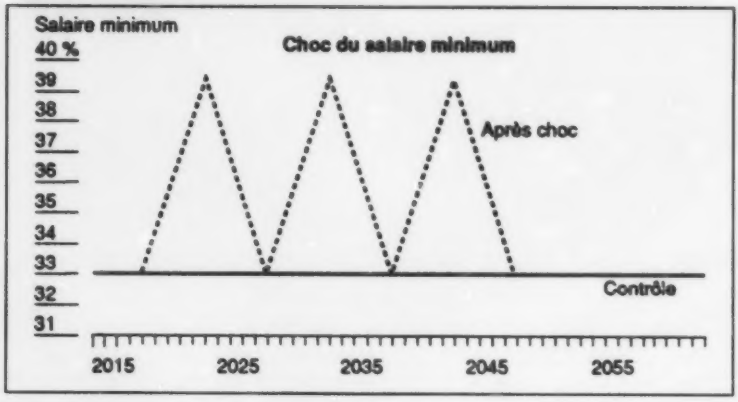
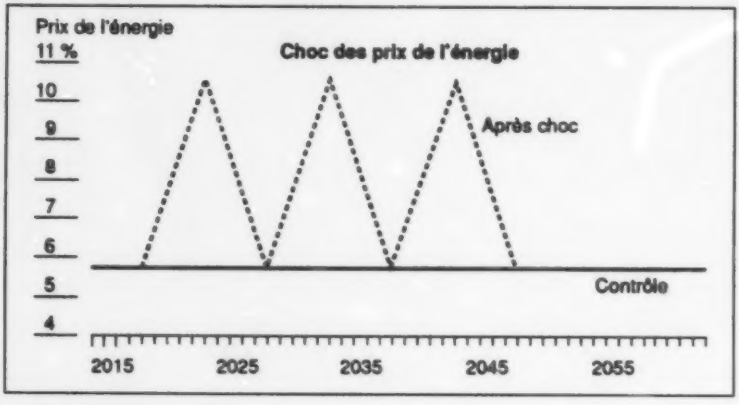


Figure 19A (suite)





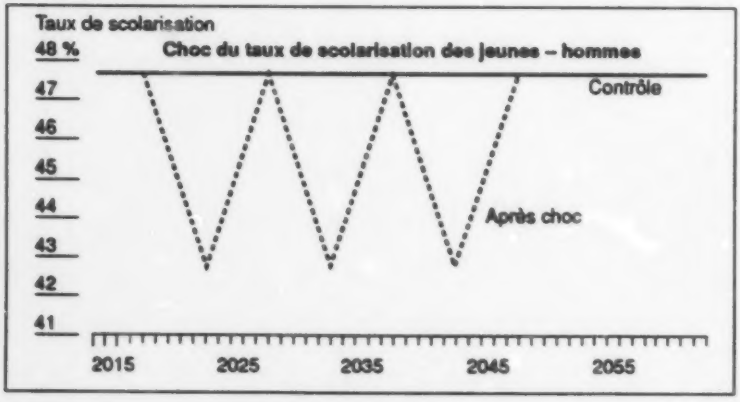


Figure 19a (fin)

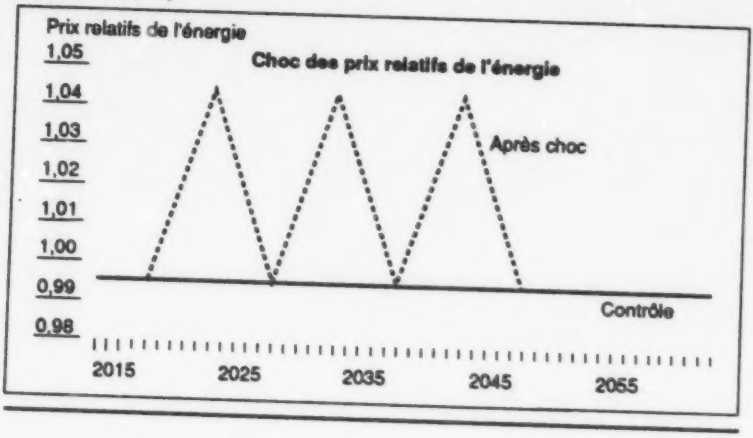


Figure 19b
Cicatrisation de l'hystérésis – Choc de l'utilisation, de la structure (trois cycles) et de la jeunesse (permanent)

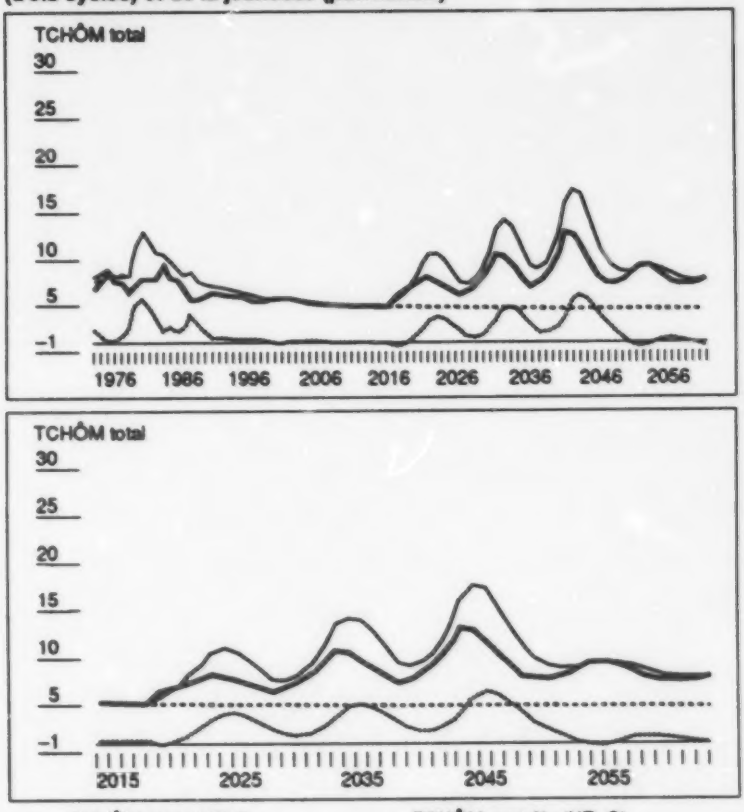
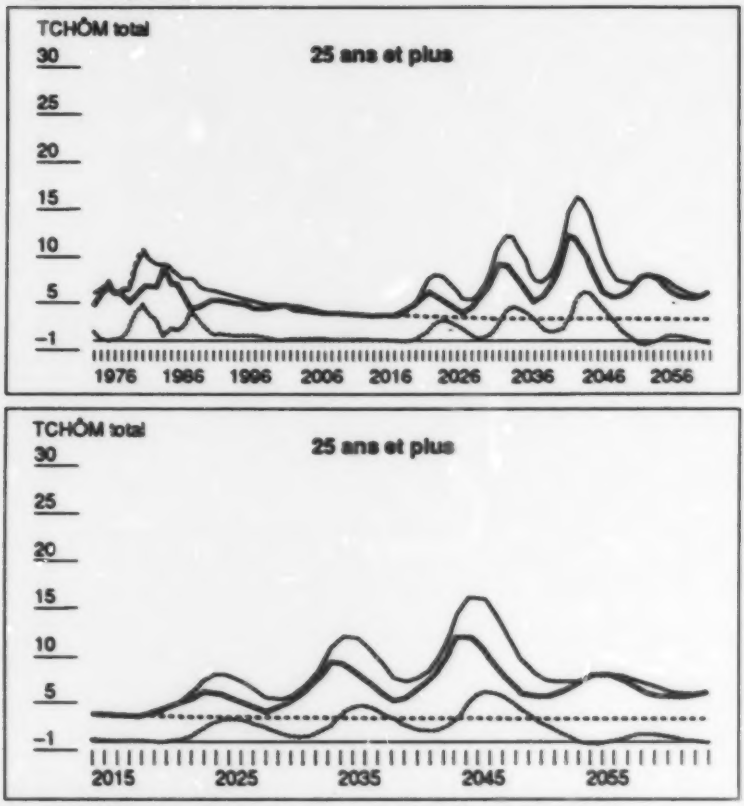


Figure 19b (suite)



Annexes

A Modèle de taux naturel agrégé

On peut dériver le modèle de taux naturel agrégé de la manière suivante. Admettons que

$u(i)$ = le taux de chômage pour l'i^e cohorte,
CUR = la variable cyclique,
$c(i)$ = la constante de l'i^e cohorte,
α = le coefficient de CUR,
β = le coefficient de $u(i-1)_{-1}$,
ε = le coefficient de $u(1)_{-i+1}$,
λ = le coefficient de $u(i)_{-1}$ ou la rapidité d'ajustement.

Par agrégation de (6) dans le texte pour l'ensemble des cohortes, nous obtenons

$$\sum_{i=1}^{41} u(i) = c(1) + \alpha\, CUR + \lambda \left[\sum_{i=2}^{41} c(i) + \beta \sum_{i=2}^{41} u(i-1)_{-1} + \varepsilon \sum_{i=2}^{41} u(1)_{-i+1} + \alpha \sum_{i=2}^{41} CUR \right] + (1-\lambda) \left[\sum_{i=2}^{41} u(i)_{-1} \right] \tag{A.1}$$

$$\sum_{i=1}^{41} u(i) = c(1) + \lambda \sum_{i=2}^{41} c(i) + \alpha\, CUR + \lambda\, \alpha \sum_{i=2}^{41} CUR + \lambda \left[\beta \sum_{i=2}^{41} u(i-1)_{-1} + \varepsilon \sum_{i=2}^{41} u(1)_{-1+1} \right] + (1-\lambda) \sum_{i=2}^{41} u(i)_{-1}. \tag{A.2}$$

$$\sum_{i=1}^{41} u(i) = \left[c(1) - \lambda\, c(1) + \lambda \sum_{i=1}^{41} c(i) \right] + \alpha\, CUR + 40\, \lambda\, \alpha\, CUR + \lambda\, \beta \sum_{i=2}^{41} u(i-1)_{-1} + (1-\lambda) \sum_{i=2}^{41} u(i)_{-1} + \varepsilon\, \lambda \sum_{i=2}^{41} u(1)_{-i+1}. \tag{A.3}$$

$$\sum_{i=1}^{41} u(i) = c^* + (\alpha + 40\,\alpha\,\lambda)\,CUR + \lambda\,\beta\,u(41)_{-1}$$

$$- \lambda\,\beta\,u(41)_{-1} + \lambda\,\beta \sum_{i=1}^{40} u(i)_{-1} + (1-\lambda) \sum_{i=2}^{41} u(i)_{-1} \qquad \text{(A.4)}$$

$$+ (1-\lambda)\,u(1)_{-1} - (1-\lambda)\,u(1)_{-1} + \varepsilon\,\lambda \sum_{i=2}^{41} u(1)_{-i+1}.$$

$$\sum_{i=1}^{41} = c^* + a^*\,CUR + \lambda\,\beta \sum_{i=1}^{41} u(i)_{-1} + (1-\lambda) \sum_{i=1}^{41} u(i)_{-1} \qquad \text{(A.5)}$$

$$+ \varepsilon\,\lambda \sum_{i=2}^{41} u(1)_{-i+1} - \lambda\,\beta\,u(41)_{-1} - (1-\lambda)\,u(1)_{-1}.$$

$$\sum_{i=1}^{41} u(i) = c^* + a^*\,CUR + b^* \sum_{i=1}^{41} u(i)_{-1} \qquad \text{(A.6)}$$

$$+ \varepsilon\,\lambda \sum_{i=2}^{41} u(1)_{-i+1} - \lambda\,\beta\,u(41)_{-1} - (1-\lambda)\,u(1)_{-1}.$$

$$\frac{1}{41} \sum_{i=1}^{41} u(i) = \frac{c^*}{41} + \frac{a^*}{41} CUR + \frac{b^*}{41} \sum_{i=1}^{41} u(i)_{-1}$$

$$+ \frac{\varepsilon\lambda}{41} \sum_{i=2}^{41} u(1)_{-i+1} - \frac{\lambda\beta}{41} u(41)_{-1} - \frac{(1-\lambda)}{41} u(1)_{-1} \qquad \text{(A.7)}$$

où $a^* = (\alpha + 40\,\alpha\,\lambda)$

$$b^* = \lambda\,\beta + 1 - \lambda$$

$$c^* = \left[(c(1) - \lambda\,c(1)) + \lambda \sum_{i=1}^{41} c(i) \right].$$

On peut écrire cette équation sous la forme simple suivante :

$$u = constante + [(\alpha + 40\,\alpha\,\lambda)/41]\,CUR$$

$$+ [(\lambda\,\beta + 1 - \lambda)/41]\,u_{-1} + [\varepsilon\,\lambda/41] \sum_{i=2}^{n} u(1)_{-i+1} \qquad (A.8)$$

$$- [\lambda\,\beta/41]\,u(41)_{-1} - [(1-\lambda)/41]\,u(1)_{-1}.$$

Pour $u = u_{-1} = u^*$, nous avons

$$u^* = constante^* + [(\alpha + 40\,\alpha\,\lambda)]\,[(\lambda\,\beta + 1 - \lambda)]^{-1}\,CUR$$

$$+ [\varepsilon\,\lambda]\,[(\lambda\,\beta + 1 - \lambda)]^{-1} \sum_{i=2}^{n} u(1)_{-i+1} \qquad (A.9)$$

$$- [\lambda\,\beta]\,[(\lambda\,\beta + 1 - \lambda)]^{-1}\,u(41)_{-1}$$

$$- [(1-\lambda)]\,[(\lambda\,\beta + 1 - \lambda)]^{-1}\,u(1)_{-1}.$$

Or le coefficient de $\sum_{i=2}^{n} (u(1))_{-i+1}$ est égal à $[\varepsilon\,\lambda]\,[\lambda\,\beta + 1 - \lambda]^{-1}$.

Pour $\lambda = 0{,}7$ et $\beta = 0{,}35$, nous avons

$(\varepsilon \times 0{,}7) / (0{,}7 \times 0{,}35 + 1 - 0{,}7)$

$(\varepsilon \times 0{,}7) / (0{,}54)$

$\varepsilon \times 1{,}296.$

Dans l'exemple du texte, pour $\varepsilon = 1$, l'élasticité du taux naturel à l'égard de $u(1)_{-i+1}$ pour toute valeur de i est 1,296. Or si $\beta = 0{,}15$, $\varepsilon = 0{,}50$, $\lambda = 0{,}5$, cette élasticité tombe à $0{,}50 \times 0{,}50 / (0{,}5 \times 0{,}15 + 1 - 0{,}5) = 0{,}434$.

Ainsi donc, une élasticité relativement forte de u^* à l'égard de $u(1)_{-i+1}$ peut résulter de valeurs plausibles de λ, β et ε. Ce qui importe, c'est que pour qu'il y ait hystérésis, il suffit que $\varepsilon > 0$. Dans ces circonstances, u^* augmentera de façon permanente dans ce sens que *l'effet ne disparaît qu'à la disparition de la cohorte* (ou de son départ à la retraite).

B Variable composite de groupe d'âge

La variable composite de groupe d'âge est une variable clé qui se trouve du côté droit du modèle de taux naturel agrégé exposé à l'annexe A. Selon la théorie, la manière correcte de calculer cette variable consiste à faire la moyenne pondérée des taux de chômage du groupe qui entre sur le marché du travail, où la moyenne porte sur l'ensemble de la vie professionnelle des membres de la population active et les poids correspondent à la distribution en pourcentage de la population active entre les groupes d'âge. Ainsi,

$$(\textit{composite de cohorte})_t = \sum_{i=2}^{n} w(i)_t \; u(1)_{-i+1}$$

où n est le nombre de groupes d'âge, $w(i)_t$ sont les poids, et $u(1)_{-i+1}$ est le taux de chômage de la cohorte entrant dans la vie active dans la période $-i+1$. Compte tenu de la ventilation des données tirées de l'Enquête sur la population active, il est impossible de procéder à un tel calcul. Nous pouvons néanmoins effectuer une approximation en décomposant la méthode de la manière suivante.

L'Enquête sur la population active comporte la ventilation exposée au tableau 1. Considérons les personnes âgées de 25 à 34 ans. Le groupe d'âge correspondant à l'entrée dans la vie active est celui des personnes âgées de 15 à 24 ans. En réalité, lorsque nous affectons ce dernier groupe d'un retard de 10 ans, il contient ceux qui ont aujourd'hui de 25 à 34 ans; avec un retard de cinq ans, il comprend une partie d'entre eux et avec un retard d'un an, il en contient un petit nombre – ceux qui avaient 24 ans l'an dernier. Ainsi, pour les cohortes qui couvrent une période de 10 ans dans l'Enquête sur la population active, soit celles des 25 à 34 ans, nous définissons la variable composite de groupe d'âge comme suit :

$$\begin{aligned}\text{composite de groupe d'âge (25 à 34 ans)} \; &= w_1 \, u\,(15 \text{ à } 24)_{-1} \\ &+ w_2 \, u\,(15 \text{ à } 24)_{-5} \\ &+ w_3 \, u\,(15 \text{ à } 24)_{-10}\end{aligned}$$

où $w_1 + w_2 + w_3 = 1$.

Cette définition sert à la fois pour les hommes et pour les femmes dans les cohortes ci-après :

(1) 25 à 34 avec insistance sur 15 à 24 (retard 1, 5, 10)

(2) 55 à 64 avec insistance sur 45 à 54 (retard 1, 5, 10)

(3) 65 et plus avec insistance sur 55 à 64 (retard 1, 5, 10).

Nous expliquons le choix de w_1, w_2 et w_3 dans le texte de la section qui traite de l'estimation du modèle. La cohorte pour laquelle cette méthode de décomposition convient le moins est celle des personnes âgées de 65 ans et plus, étant donné que certaines personnes âgées de 76 ans peuvent encore travailler et qu'elles peuvent donc se trouver en chômage. Cette possibilité est néanmoins faible.

Les deux groupes les plus nombreux, ceux des 25 à 44 ans et des 45 à 64 ans, exigent une étape supplémentaire. Dans ces deux cas, nous calculons une moyenne mobile des conditions du marché du travail (*LMC*) pour le groupe d'âge précédent. Dans le cas des personnes âgées de 25 à 44 ans, cette moyenne mobile s'établit comme suit :

$$LMC\,(15 \text{ à } 24)_t = \frac{\textit{nombre de chômeurs}\,(15 \text{ à } 24)_{t-1} + \textit{nombre de chômeurs}\,(15 \text{ à } 24)_{t-10}}{\textit{population active}\,(15 \text{ à } 24)_{t-1} + \textit{population active}\,(15 \text{ à } 24)_{t-10}}.$$

Nous obtenons la composite de groupe d'âge (25 à 44) suivante :

$$w_1\,LMC\,(15 \text{ à } 24)_{t-1}$$

$$+ w_2\,LMC\,(15 \text{ à } 24)_{t-5}$$

$$+ w_3\,LMC\,(15 \text{ à } 24)_{t-10}.$$

Nous faisons appel à la même méthode pour le groupe d'âge des 45 à 64 ans. De cette façon, nous utilisons tous les renseignements de 1953 à 1990 pour construire les variables composites des 10 groupes d'âge qui composent la régression empilée à l'étude.

C Équations: Modèle dynamique de taux naturel

Cette annexe, où l'on trouve les équations du modèle, peut s'obtenir de l'auteur, désormais en poste à Investissements Canada [(613) 995-0465].

Notes

1 Arthur M. Okun, « Upward mobility in a high-pressure economy », *Brookings Papers on Economy Activity* (1), 1973.

2 Henry C. Wallich, « Conservative economic policy », *Yale Review*, vol. 46 (automne 1956), p. 68.

3 M. Friedman, « The role of monetary policy », *American Economic Review*, p. 1-17, mars 1968.

4 Il peut sembler contradictoire de proposer que l'équilibre proprement dit puisse être rompu, mais rétabli à un moment donné dans l'avenir du fait du fonctionnement naturel du système. Mais ainsi que nous avons l'intention de le démontrer, il existe des « ordres » d'équilibre qui dépendent à la fois de l'échelle temporelle et de la structure. Dans ce sens, il peut sembler qu'en réponse à un choc le taux de chômage reste « suspendu dans le vide » sans motif apparent, pour ne revenir à un équilibre antérieur qu'après une longue période. Lorsque l'horizon est court, il semble que l'« équilibre » ait subi quelque chose de fondamental; lorsqu'il est long, tel n'est pas le cas. Lorsque l'horizon englobe une génération et qu'il faut aussi une génération pour rétablir une position antérieure d'équilibre, il est difficile de nier qu'il s'est passé quelque chose de fondamental (apparenté à l'hystérèse).

5 Les travaux les plus complets traitant de l'hystérèse en économie sont ceux de *Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis*, editeur Rod Cross (New York : Basil Blackwell, 1988), qui contient les documents présentés lors d'une conférence à l'Université de Saint Andrews en Écosse en juillet 1986. Le chapitre 3 de cette collection contient un document sur l'histoire de l'hystérèse par Cross et Andrew Allen. Ceux-ci font appel à un certain nombre d'exemples des sciences physiques pour illustrer la signification de l'hystérèse. Ils font allusion à la fameuse représentation visuelle de l'effet d'hystérèse dans les champs ferro-magnétiques. Dans ce contexte, la boucle d'hystérèse décrit la manière dont les caractéristiques électromagnétiques des métaux ferreux se modifient au cours d'un cycle complet de magnétisation et de démagnétisation. À vrai dire, les caractéristiques de champs ne reviennent jamais à leur état d'origine une fois qu'on a appliqué et retiré une force magnétisante. Cela indique que les propriétés d'équilibre du métal se sont modifiées d'une certaine manière fondamentale. On a appliqué ce principe à l'économie. En économie, la plupart des modèles supposent des équilibres uniques. L'hystérèse admet la possibilité d'équilibres multiples. On peut retracer l'importance de l'hystérèse à ses incidences sur les politiques, étant donné l'existence d'équilibres nombreux. Dans un régime

d'hystérèse, les pivots traditionnels de politique, tels que le taux naturel de chômage, dépendent à leur tour du moyen de mise en oeuvre d'un objectif stratégique, par exemple l'ouverture de l'écart de production en vue de juguler l'inflation. Dans ces circonstances, il y a des incidences importantes sur la politique de gestion de la demande. Si l'hystérèse est un facteur, des dégâts permanents pourraient résulter d'une politique qui force l'économie à s'écarter de l'équilibre afin de réaliser un objectif quelconque. Cela diffère largement du paradigme qui compte sur l'indépendance de la politique à l'égard de tout effet sur l'équilibre. Les concepts relatifs à l'hystérèse, comme la persistance, posent un problème nettement moins grave pour la formulation de politiques. À titre d'exemple, mentionnons le lent retour à l'équilibre que caractérise la traînée du taux canadien de chômage ou le changement dans la composition des éléments de durée et d'incidence des taux de chômage nationaux et provinciaux. La persistance ne va pas dans le sens de dégâts permanents, mais seulement dans celui des effets de longue durée qui s'atténuent avec le temps. Néanmoins, si l'horizon correspond à une génération, ou si l'effet a une relation exclusive avec un groupe quelconque à mesure qu'il vieillit dans le contexte de la population active, la question de savoir si les données comportent un certain « ordre » d'hystérèse demeure.

6 Cela se démontre facilement en élevant (1) à la puissance pour obtenir $u_t^{we} = (u_{t-1}^{we})^{\alpha} e^{n_t}$. Pour $\alpha = 1$, nous avons $u_t^{we} = u_{t-1}^{we}\ e^{n_t}$. La moyenne de u_t^{we} est $E\{u_t^{we}\} = E\{u_{t-1}^{we}\}\ E\{e^{n_t}\}$ étant donné que u_{t-1}^{we} et n_t sont indépendants. Le deuxième terme du côté droit est la fonction génératrice de moments de n_t, et si l'on postule que n_t suit une distribution normale indépendante, la moyenne étant zéro et la variance σ^2, son résultat est $E\{e^{n_t}\} = e^{\frac{1}{2}\sigma 2}$. Ainsi, $E\{u_t^{we}\} = E\{u_{t-1}^{we}\}\ e^{\frac{1}{2}\sigma 2}$, et le taux de chômage produit par (1) est tendanciel si σ^2 est différent de zéro. Par conséquent, même si le taux de chômage logarithmique peut suivre un trajet aléatoire, étant donné un processus stochastique, le taux de chômage aura une tendance positive.

7 Il nous reste à soumettre le coefficient de u_{t-1}^{we} à un test unitaire de racine.

8 Dans ce cas, nous utilisons le taux industriel d'utilisation de la capacité de la Banque du Canada.

9 Nous avons choisi deux périodes historiques, à savoir l'entrée dans la vie active et l'expérience d'un groupe une année avant. Mais nous pouvons facilement modifier ce modèle pour nous concentrer sur l'expérience d'un groupe à deux moments quelconques. Ce qui importe, c'est

de tenir compte de l'expérience du groupe à des moments choisis. Dans la présente illustration, nous utilisons l'entrée et l'année précédente comme les points où des observations historiques sont faites.

10 La variable dépendante dans chacun des 100 essais était $u + [(0,7 \times 0,35)/41]u55up_{-1} + [0,3/41]u15_{-1}$.

11 Andrew Burns, « Le chômage au Canada : aspects frictionnels, structurels et conjoncturels », document de travail nº 1, Conseil économique du Canada (Ottawa, 1990).

12 Les signes sont conformes à ceux de Burns.

13 D. M. Lilien, « Sectoral shifts and cyclical unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 90, nº 4, p. 777-793, 1982.

14 À la suite des estimations qui figurent dans la présente section, nous avons pu évaluer le système d'un seul bloc en évitant les restrictions des régressions multiples. Ce faisant, nous avons obtenu pour les hommes un coefficient de la variable dépendante retardée de 0,73 en regard d'un test *t* de 7,9. Les retards associés aux éléments 1, 5 et 10 de la variable composite de groupe d'âge s'établissent à 0,39, 0,1 et 0,09 pour des tests t de 1,7, 1,3 et 1,0. Ainsi, l'effet composite du groupe d'âge pour les hommes a un coefficient de 0,58 nettement plus élevé que celui obtenu par les régressions multiples. Les pondérations normalisées pour les hommes sont de 0,67, 0,17 et 0,16. Pour les femmes, le coefficient de la variable dépendante retardée est de 0,54, ce qui ne diffère pas tellement de ce que nous avons obtenu à l'étape 5. Le coefficient des retards des variables constituant la composite de la cohorte est de 0,21, 0,11 et 0,3 pour des tests *t* de 3,0, 1,2 et 4,2. La distribution de la pondération est identique à celle de l'étape 1 et analogue à celle de l'étape 5, la plus grande partie du poids se produisant à l'égard du premier et du dernier retard, ce dernier ayant une pondération plus lourde que le premier. Ces résultats confirment la structure de base, ainsi que nous l'avons signalé au tableau 3.

15 Il est possible que la variable composite d'âge ait saisi des facteurs structurels tels que la taille supérieure d'un groupe d'âge par rapport à un autre et l'effet de cette caractéristique sur la concurrence en matière d'emploi, par opposition à l'expérience professionnelle. Néanmoins, cela ne donne que plus d'importance à la compréhension de l'« histoire » lorsqu'on établit des politiques à un moment quelconque.

16 Ce fait est important. Plus le coefficient de la variable dépendante retardée est élevé, plus le processus de décroissance vers l'équilibre met du temps à se déclencher. Un coefficient positif de la variable composite de groupe

d'âge indique que l'« équilibre » est plus proche qu'on ne le pense et, partant, que le processus de décroissance (exprimé en périodes) doit être plus court et l'effet de la variable dépendante retardée plus faible.

17 Lorsqu'on convertit l'estimation de $\log(u_t^{nat})$ en une évaluation de u_t^{nat} par simple élévation à la puissance, il en résulte une estimation faussée de u_t^{nat} (voir la note 6). Goldberger a reconnu ce problème au moment de traiter les fonctions de production de Cobb-Douglas (« The interpretation and estimation of Cobb-Douglas functions », *Econometrica*, vol. 35, nº 3-4, p. 464-472). Cloutier, de même que Cloutier et Wesa (Conseil économique du Canada, documents de travail 305 et 352), dans la foulée de Goldberger, ont tenu compte de ce biais lorsqu'ils ont utilisé des fonctions de coût translog appliquées à l'agriculture dans trois provinces des Prairies et des fonctions d'offre de main-d'œuvre pour les femmes mariées au Canada. Dans le cas actuel (équation de taux naturel décomposée par âge et par sexe), on n'a pas procédé à cette correction. D'un point de vue pratique, étant donné que l'estimation biaisée de u_t^{nat} sous-estime la tendance positive, toute déduction et conclusion qu'on tire se confirme avant et après une telle correction.

18 La Banque du Canada et le ministère des Finances ont fixé des objectifs d'inflation dans le budget fédéral de février 1991. Au milieu de l'hiver 1992, le premier de ces objectifs avait été largement atteint.

19 Nous appliquons ce choc de telle manière que les termes constants des équations de chômage des jeunes soient ajustés tant à l'égard du taux réel que du taux naturel. Dans le cas du taux réel, l'ajustement est égal à *adj*, et dans le cas du taux naturel, il est égal à $adj\ x\ (1-\lambda)^{-1}$.

20 Par exemple, voir L. R. Klein et R. S. Preston, « Stochastic nonlinear models », *Econometrica* (janvier 1969).

Liste des tableaux et des figures

Tableaux

1	Source des données – Estimation de modèle	12
2	Résultats transversaux regroupés des séries chronologiques du taux de chômage	18
3	Estimation du modèle de taux naturel	20

Figures

1	L'effet de la cicatrisation de cohorte sur le taux de chômage	28
2	Diagramme de dispersion, log (u) par opposition à la variable dépendante retardée	28
3	Diagramme de dispersion, log (u) par opposition au premier élément de la composite de cohorte	29
4	Diagramme de dispersion, log (u) par opposition au troisième élément de la composite de cohorte	29
5	Diagramme de dispersion, log (u) par opposition aux poids initiaux	30
6	Diagramme de dispersion, log (u) par opposition aux poids finals	30
7	Taux de chômage, 1975-1990	31
8	Taux de chômage – hommes et femmes de 15 à 24 ans, 1974-1990	32
9	Taux de chômage – hommes et femmes, catégories majeures, 1974-1990	33
10	Taux de chômage – hommes et femmes, catégories détaillées, 1974-1990	35
11	Comparaison dans la période d'échantillonnage du taux naturel au taux réel, 1976-1990	38
12a	Choc de l'utilisation de la capacité (un cycle)	38
12b	Cicatrisation de l'hystérésis – choc du taux d'utilisation (un cycle)	39
13a	Choc de l'utilisation de la capacité (trois cycles)	41
13b	Cicatrisation de l'hystérésis – choc du taux d'utilisation (trois cycles)	42
14a	Choc du chômage des jeunes, hommes et femmes de 15 à 24 ans (un cycle)	44
14b	Cicatrisation de l'hystérésis – choc du chômage des jeunes (un cycle)	45
15a	Choc du chômage des jeunes, hommes et femmes de 15 à 24 ans (trois cycles)	47
15b	Cicatrisation de l'hystérésis – choc du chômage des jeunes (trois cycles)	48
16a	Choc du chômage des jeunes (permanent)	50

16b Cicatrisation de l'hystérésis – choc du chômage des jeunes (augmentation permanente) 51
17a Choc de l'utilisation, de la structure et de la jeunesse (un cycle) 53
17b Cicatrisation de l'hystérésis – choc de l'utilisation, de la structure et de la jeunesse (un cycle) 57
18a Choc de l'utilisation, de la structure et de la jeunesse (trois cycles) 59
18b Cicatrisation de l'hystérésis – choc de l'utilisation, de la structure et de la jeunesse (trois cycles) 63
19a Choc de l'utilisation, de la structure (trois cycles) et de la jeunesse (permanent) 65
19b Cicatrisation de l'hystérésis – choc de l'utilisation, de la structure (trois cycles) et de la jeunesse (permanent) 69